



Der Informationsgehalt von Umfragedaten zur erwarteten Preisentwicklung für die Geldpolitik

Christina Gerberding

Diskussionspapier 09/01

Volkswirtschaftliches Forschungszentrum
der Deutschen Bundesbank

April 2001

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung der Autoren und nicht notwendigerweise
die der Deutschen Bundesbank wider.

Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main, Wilhelm-Epstein-Straße 14
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Telefon (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-933747-75-9

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit verwendet Umfragedaten zur erwarteten Preisentwicklung, um die Rolle der Inflationserwartungen im Inflationsprozess zu analysieren. Dabei konzentriert sich die Analyse auf die im Rahmen der EU-Verbraucherumfrage ermittelten Daten und die von Consensus Economics erhobenen Expertenprognosen für Deutschland, Frankreich und Italien. Die präsentierten Schätzungen des neukyenesianischen Inflationsmodells unterstreichen die Bedeutung der Inflationserwartungen für die kurz- bis mittelfristige Entwicklung der Konsumentenpreise. Ferner deutet die Analyse des Erwartungsbildungsprozesses darauf hin, dass sich die befragten Haushalte und Experten bei der Erwartungsbildung stark von früheren Prognosen und von der vergangenen Preisentwicklung leiten lassen. Die daraus resultierende Persistenz inflationärer Prozesse verstärkt die Notwendigkeit eines vorausschauenden Verhaltens der geldpolitischen Entscheidungsträger.

Summary

The present paper uses survey data on expected price developments to analyse the role of inflation expectations in the inflation process. The analysis focuses on expectations of price changes for Germany, France and Italy which are derived from the EU Consumer Surveys and from the surveys of professional experts conducted by Consensus Economics. The estimates of the New-Keynesian inflation model presented here underscore the importance of inflation expectations for the short- to medium-run development of consumer prices. In addition, the analysis of the process of expectation formation indicates that the expectations of the households and professional experts surveyed are strongly guided by earlier forecasts and past price developments. The resultant “stickiness” of the inflation process heightens the need for monetary policy makers to adopt a forward-looking approach.

Inhaltsverzeichnis

I. Einleitung

II. Beschreibung der verwendeten Umfragedaten

1. Umfragedaten als Messgrößen für die erwartete Preisentwicklung
2. Die EU-Verbraucherumfrage zur erwarteten Preisentwicklung
3. Consensus Forecasts für die Verbraucherpreise

III. Inflationserwartungen als Bestimmungsfaktor der Inflation

1. Der Phillips-Kurven-Zusammenhang
2. Formulierung der Schätzgleichung
3. Interpretation der Schätzergebnisse
 - 3.1. Ergebnisse auf Basis der Consensus Forecasts
 - 3.2. Ergebnisse auf Basis der EU-Umfragedaten

IV. Determinanten der Inflationserwartungen

1. Alternative Modelle der Erwartungsbildung
2. Tests auf Unverzerrtheit und Informationseffizienz
3. Formulierung eines Modells teils rationaler, teils adaptiver Erwartungen
4. Interpretation der Schätzergebnisse

V. Zusammenfassung und Ausblick

Anhang

Literaturverzeichnis

Der Informationsgehalt von Umfragedaten zur erwarteten Preisentwicklung für die Geldpolitik*

I. Einleitung

Über die Schlüsselrolle der Inflationserwartungen für die kürzerfristige Preisentwicklung und für die Durchschlagskraft der Geldpolitik herrscht in Wissenschaft und Praxis ein breiter Konsens. Dahinter steht die Erkenntnis, dass die Erwartungen über die künftige Preisentwicklung in die ökonomischen Entscheidungen der Wirtschaftssubjekte eingehen und somit selbst ein Element des Preisbildungsprozesses sind. Besonders offensichtlich ist dieser Zusammenhang bei der Preisbildung an den Arbeitsmärkten, wo die Löhne mit Blick auf die künftige Inflationsentwicklung verhandelt werden.

Zentralbanken, deren Hauptaufgabe in der Sicherung der Preisstabilität besteht, haben folglich ein natürliches Interesse an der Beobachtung und Analyse der Inflationserwartungen des privaten Sektors. Eine empirische Untersuchung der Rolle der Erwartungen im Inflationsprozess ist allerdings nur möglich, wenn zuverlässige Beobachtungen über die Inflationserwartungen der Marktteilnehmer zur Verfügung stehen. Eine Möglichkeit zur Lösung dieses Problems besteht darin, die Wirtschaftssubjekte direkt über ihre Erwartungen zu befragen. Auf diese Weise lassen sich Beobachtungen gewinnen, die nicht bereits durch bestimmte a priori Annahmen vorgeprägt sind. Die Qualität solcher Umfragedaten hängt allerdings entscheidend von der Art der Fragestellung, dem Stichprobenumfang und der Motivation der Beteiligten ab.

In den Vereinigten Staaten hat die Analyse der Preiserwartungen, die im Rahmen der Michigan-, Livingston- und ASA-NBER-Surveys erhoben werden, eine lange Tradition.¹ Für die Mitgliedsländer der Europäischen Union stehen ebenfalls verschiedene Erhebungen zur Verfügung, die bisher jedoch noch wenig genutzt werden. Die vorliegende Arbeit untersucht den Informationsgehalt dieser Umfragedaten für die Geldpolitik. Dabei konzentriert sich die Analyse auf die im Auftrag der Europäischen Kommission durchgeführte Verbraucherumfrage und die Expertenbefragungen der Londoner Firma Consensus Economics, die jeweils eine Frage nach der Einschätzung der Preisentwicklung in den kommenden zwölf Monaten enthalten. Der Teilnehmerkreis, die genaue Formulierung der Fragen und das Verfahren zur Umrechnung der qualitativen EU-Daten in quantitative Inflati-

* Für wertvolle Hinweise und Anregungen danke ich Heinz Herrmann, Bettina Landau, Jürgen Reckwerth, Michael Scharnagl, Karl-Heinz Tödter, Jürgen von Hagen sowie den Teilnehmern eines Seminars bei der Deutschen Bundesbank und eines Workshops bei der Österreichischen Nationalbank. Alle verbleibenden Fehler gehen selbstverständlich zu meinen Lasten.

¹ Thomas (1999) gibt einen Überblick über diese Literatur.

onserwartungen werden in Kapitel 2 dieser Arbeit ausführlich beschrieben. In diesem Zusammenhang wird auch auf die in der Literatur verbreiteten Argumente für und wider eine Verwendung von Umfragedaten eingegangen.

Im dritten Kapitel werden die aus den Consensus Forecasts und den EU-Umfragedaten berechneten Zeitreihen verwendet, um die Rolle der Inflationserwartungen im Inflationsprozess zu untersuchen. Das theoretische Fundament dieser Analyse bilden das Modell gestaffelter Lohnkontrakte von Taylor (1979, 1980) und seine Erweiterung durch Führer/Moore (1995). Diese Modelle stellen einen Zusammenhang zwischen der Inflation, den Inflationserwartungen und der realwirtschaftlichen Aktivität her, der in den letzten Jahren unter dem Etikett "neukeynesianische Phillips-Kurve" zum festen Bestandteil vieler Makromodelle geworden ist. Da der Zeithorizont der Umfragedaten mit dem Zeithorizont des neukeynesianischen Inflationsmodells übereinstimmt, können die Daten direkt für eine empirische Überprüfung des Modells herangezogen werden, ohne dass weitere kritische Annahmen erforderlich sind.

Die Ergebnisse dieser Schätzungen unterstreichen die Bedeutung der Inflationserwartungen für die kürzerfristige Preisentwicklung. Damit rückt die Frage in den Mittelpunkt, an welchen Bestimmungsgrößen sich die Wirtschaftssubjekte bei der Erwartungsbildung orientieren. Mit Hilfe von Befragungsdaten ist es möglich, alternative Erwartungsbildungsmodelle direkt – d.h. unabhängig von den Vorgaben und Annahmen eines theoretischen Modells - zu testen. Aufgrund ihrer herausragenden Bedeutung in der makroökonomischen Theorie wird in Kapitel 4 zunächst die Gültigkeit der Hypothese Rationaler Erwartungen (in der Definition von Muth) überprüft. Dabei zeigt sich, dass zumindest ein Teil der befragten Haushalte und Experten nicht alle zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung zur Verfügung stehenden Informationen effizient genutzt haben. Um den Erwartungsbildungsprozess der befragten Wirtschaftssubjekte genauer zu erfassen, wird dann ein Modell teils rationaler, teils adaptiver Erwartungen formuliert, das auf Basis der vorliegenden Umfragedaten geschätzt werden kann. Das fünfte Kapitel faßt die Ergebnisse zusammen und diskutiert ihre Implikationen für die Geldpolitik.

II. Beschreibung der verwendeten Umfragedaten

II.1. Umfragedaten als Messgrößen für die erwartete Preisentwicklung

Wer die Bedeutung der Inflationserwartungen für den Inflationsprozeß empirisch überprüfen will, steht vor dem Grundproblem, dass es sich bei den Erwartungen der Wirtschaftssubjekte um unbeobachtbare Größen handelt, für die zunächst geeignete Messkonzepte gefunden werden müssen. Ein Ansatz zur Lösung dieses Problems besteht darin, ein Modell des Inflationsprozesses zu spezifizieren und dieses Modell auf der Basis einer bestimmten Erwartungsbildungshypothese zu lösen. Die Ergebnisse sind dann allerdings nicht unabhängig vom jeweils unterstellten Erwartungsbildungsmodell. Eine empirische Überprüfung alternativer Erwartungsbildungsmodelle ist ihrerseits nur möglich, wenn Beobachtungen über die Erwartungen der betreffenden Wirtschaftsakteure zur Verfügung stehen.²

Eine Reihe von Autoren unternimmt deshalb den Versuch, die Inflationserwartungen der Marktteilnehmer aus den Preisen von Finanzaktiva (insbesondere der Zinsstruktur und den Preisen von Zinsderivaten) abzuleiten.³ Dies ist allerdings nur unter bestimmten Annahmen hinsichtlich des Niveaus und der Struktur der – in der Regel ebenfalls unbeobachtbaren – ex ante Realzinsen möglich, was den Informationsgehalt der so berechneten Erwartungen stark einschränkt.⁴ Alternativ dazu können die Marktteilnehmer im Rahmen einer Umfrage direkt nach ihren Erwartungen über einen bestimmten Zeithorizont befragt werden. Direkte Befragungen haben den Vorteil, dass auf diese Weise Beobachtungen über Inflationserwartungen gewonnen werden, die nicht bereits durch bestimmte a priori Annahmen vorgeprägt sind. Die Qualität der Umfragedaten hängt allerdings stark vom Stichprobenumfang, von der Art der Fragestellung sowie von der Motivation der Befragten ab.

Für die Mitgliedsländer der Europäischen Union stehen eine Reihe von Erhebungen zur Verfügung, die auch Angaben zur erwarteten Preisentwicklung enthalten. Zu nennen sind hier insbesondere die im Auftrag der Europäischen Kommission durchgeführte Verbrauchermfrage, die Expertenbefragungen der Londoner Firma Consensus Economics und der Survey of Professional Forecasters der EZB.⁵ Im Gegensatz zum EZB-Survey werden die EU-Umfragen und die Consensus Befragungen bereits seit Anfang bzw. Ende der 1980er

² Vgl. Pesaran (1989), S.207.

³ Siehe hierzu ECB, Monthly Report May 2000, S. 37-55, oder auch Mylonas/Schich (1999).

⁴ Pesaran (1989, S. 210) zählt Berechnungen dieser Art deshalb zu den "theorielastigen impliziten Methoden" und stellt fest: "such "implicit" methods of the measurement of inflation expectations are, however, only as good as the theory and the auxiliary assumptions that underlie them".

⁵ Daneben gibt es noch zahlreiche länderspezifische Befragungen wie beispielsweise in Deutschland die Umfragen des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW). Die vom ZEW erhobenen Inflationserwartungen haben einen Prognosehorizont von sechs Monaten und beruhen auf einer Befragung von ca. 350 Finanzexperten von Banken, Versicherungen und ausgewählten Industrieunternehmen.

Jahre durchgeführt, so dass eine für Analysezwecke ausreichende Anzahl an Beobachtungen zur Verfügung steht. In den beiden folgenden Abschnitten wird beschrieben, wie die EU-Umfragedaten und die Consensus Forecasts genutzt werden können, um Messgrößen für die erwartete Entwicklung der Verbraucherpreise mit einem einheitlichen Zeithorizont von zwölf Monaten zu gewinnen. Der Prognosehorizont von einem Jahr ist im Rahmen dieser Arbeit von besonderem Interesse, weil die Modelle des Inflationsprozesses, die den Inflationserwartungen eine prominente Rolle zuweisen, sich üblicherweise auf diesen Zeithorizont beziehen (siehe Kapitel 3).

II.2. Die EU-Verbraucherumfrage zur erwarteten Preisentwicklung

In den Mitgliedsländern der Europäischen Union wird monatlich eine harmonisierte Verbraucherumfrage durchgeführt, die sich auch auf die Einschätzung der vergangenen und der künftigen Preisentwicklung bezieht. Die Durchführung der Befragungen liegt in den Händen von nationalen Instituten, in Deutschland beispielsweise bei der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK). Der Stichprobenumfang beträgt für jedes Land mindestens 1500 Personen, die nach einem speziellen Verfahren ausgewählt werden. Für die größeren Länder Frankreich, Italien, Großbritannien und Spanien wurde der Kreis der befragten Personen auf 2000 und für Deutschland auf 2500 erweitert. Obwohl die Umfrage in dieser Form seit 1980 durchgeführt sind, stehen die Umfrageergebnisse aufgrund von Datenbankproblemen bei der EU-Kommission erst ab 1985 zur Verfügung. Für die Länder, die der EU erst zu einem späteren Zeitpunkt beigetreten sind (Spanien, Portugal, Österreich, Finnland), verkürzt sich der Erhebungszeitraum entsprechend.

Die EU-Umfrage zielt nicht auf die Erhebung von Punktprognosen ab, sondern ist als Tendenzumfrage formuliert, bei denen die Befragten zwischen mehreren Antwortkategorien wählen können. Die genaue Formulierung der Fragen und die zur Verfügung stehenden Antwortkategorien sind in Tabelle 1 wiedergegeben. Bei den verfügbaren Daten handelt es sich um die hier mit A, B etc. bezeichneten prozentualen Anteile der Befragten, die sich für die entsprechende Kategorie entschieden haben. Aufgrund der großen Stichprobe und der Auswahlkriterien der Institute kann davon ausgegangen werden, dass der für die befragten Haushalte relevante Warenkorb im Mittel dem Warenkorb des durchschnittlichen Haushalts entspricht, an dem die statistischen Ämter die Entwicklung der Lebenshaltungspreise messen. Die Umfragedaten lassen sich deshalb als Tendenzaussagen zur Entwicklung des jeweiligen nationalen Konsumentenpreisindex interpretieren.⁶

⁶ Vgl. Reckwerth (1997), S. 13f.

Tab. 1: Fragen und Antwortkategorien der EU-Verbraucherumfrage zur Preisentwicklung

Wie haben sich Ihrer Ansicht nach die Preise in den letzten zwölf Monaten entwickelt?	Wie werden sich Ihrer Ansicht nach die Preise in den kommenden zwölf Monaten entwickeln?
<i>Etwas gesunken (A')</i>	<i>Etwas zurückgehen (A)</i>
<i>Kaum verändert (B')</i>	<i>In etwa gleich bleiben (B)</i>
<i>Etwas gestiegen (C')</i>	<i>Weniger stark als bisher steigen (C)</i>
<i>Mittelmäßig gestiegen (D')</i>	<i>Etwa in gleichem Maße wie bisher steigen (D)</i>
<i>Stark gestiegen (E')</i>	<i>Stärker als bisher steigen (E)</i>
<i>Weiß nicht (F')</i>	<i>Weiß nicht (F)</i>

Für die Erhebung qualitativer Daten spricht, dass die befragten Haushalte (oder Unternehmen) vermutlich eher dazu in der Lage sind, Angaben zur erwarteten Richtung künftiger Preisänderungen zu machen als Punktprognosen für einen bestimmten Zeithorizont abzugeben.⁷ Dieser Vorteil wird allerdings dadurch relativiert, dass der Untersuchungsgegenstand vielfach eine Quantifizierung der Daten erfordert, die ihrerseits nicht ohne bestimmte, teilweise nicht testbare Annahmen auskommt.⁸ Zur Umrechnung der qualitativen EU-Daten in absolute Erwartungswerte für die künftige Preisentwicklung kann auf ein ursprünglich von Carlson und Parkin (1975) entwickeltes Verfahren zurückgegriffen werden, das von Batchelor und Orr (1988) speziell auf den britischen Teil der EU-Verbraucherumfrage zugeschnitten wurde.⁹

Generell beruht der von Carlson und Parkin entwickelte Verteilungsfunktionsansatz auf der Annahme, dass jeder Befragte eine subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilung mit einer Dichtefunktion für die erwartete Änderung des Preisindex formt, an der er sein Antwortverhalten ausrichtet. Ferner wird unterstellt, dass sich aus den subjektiven Dichtefunktionen eine aggregierte Dichtefunktion über alle Befragten ableiten läßt. Für die Umrechnung der Antwortanteile in die erwartete Inflationsrate ist dann nur noch eine konkrete Vertei-

⁷ Siehe dazu Pesaran (1989), S. 210.

⁸ Auf der mikroökonomischen Ebene ist es auch möglich, direkt mit den ordinalen Antworten zu arbeiten. Als Pionier auf diesem Gebiet kann Nerlove (1983) gelten. Die Verwendung ordinaler Meßgrößen für Erwartungen in konventionellen aggregierten Zeitreihenmodellen ist jedoch extrem aufwendig, wenn nicht gar unmöglich, so dass für Untersuchungen dieser Art in der Regel eine Quantifizierung der qualitativen Daten erforderlich ist.

⁹ Dagegen eignet sich der von Pesaran vorgeschlagene Regressionsansatz eher für die von ihm verwendeten Daten aus Unternehmensbefragungen. Vgl. Pesaran (1989), S. 221 ff. und Batchelor/Orr (1988), S. 322.

lungsfunktion zu spezifizieren. Üblicherweise wird dabei mit Hinweis auf den Zentralen Grenzwertsatz eine Normalverteilung oder eine logistische Verteilung unterstellt. Da frühere Untersuchungen gezeigt haben, dass beide Alternativen zu sehr ähnlichen Ergebnissen führen, wird im folgenden aus rechentechnischen Gründen von einer logistischen Verteilung ausgegangen.¹⁰ Für eine gegebene Verteilung können den prozentualen Anteilen der Befragten in den einzelnen Antwortkategorien entsprechende Flächen unter dem Graphen der aggregierten Dichtefunktion (bzw. Werte auf der kumulierten Dichtefunktion) zugewiesen werden, welche die jeweiligen Wahrscheinlichkeiten wiedergeben.¹¹ Der Erwartungswert der so bestimmten Dichtefunktion kann dann als die mittlere erwartete Inflationsrate der Befragten interpretiert werden.

Allerdings weicht die in der EU-Umfrage gewählte Formulierung der Antwortkategorien insofern vom Standardfall ab, als die Formulierung der Antwortkategorien C, D und E ("weniger stark als bisher steigen", etwa in gleichem Maße wie bisher steigen", "stärker als bisher steigen") einen Bezug zwischen dem für die Zukunft erwarteten und dem bisherigen Preisanstieg herstellt. Für das Umrechnungsverfahren bedeutet dies, dass die im Mittel erwartete Inflationsrate $E_t\pi_{t+12}$ sich als Produkt aus der mittleren Einschätzung der Preisentwicklung über die letzten zwölf Monate, π'_{t-1} , und eines Faktors x_t ergibt, der die (mit Hilfe der kumulierten Dichtefunktion berechnete) Änderung in der Einschätzung der künftigen relativ zur vergangenen Preisentwicklung widerspiegelt:¹²

$$(1) \quad \pi_{t+12}^e = \pi'_{t-1} x_t$$

Damit stellt sich die Frage, welche Messgröße für die Einschätzung des bisherigen Preisanstiegs, π'_{t-1} , verwendet werden soll. Eine naheliegende Lösung besteht darin, zu diesem Zweck auf die Angaben zur Einschätzung der vergangenen Preisentwicklung zurückzugreifen, die im ersten Teil der Frage erhoben werden.¹³ Allerdings wird die Quantifizierung dieser Daten ihrerseits dadurch erschwert, dass drei der fünf Antwortkategorien sich auf die Einschätzung der vergangenen Preisentwicklung relativ zu dem als "mittelmäßig" empfundenen Preisanstieg beziehen. Analog zu Gleichung (1) läßt sich dieser Zusammenhang durch die Formel:

$$(2) \quad \pi'_{t-1} = \pi_{t-1}^m x'_{t-1}$$

¹⁰ Vgl. Lahiri/Dasgupta (1992) und Reckwerth (1997), S.15f.

¹¹ Dabei werden die Antworten der Kategorie "weiß nicht" proportional auf die anderen Kategorien aufgeteilt.

¹² Die genaue Ableitung dieses Terms wird in Reckwerth (1997), S. 56ff., beschrieben.

¹³ Batchelor/Orr (1988) sowie Reckwerth (1997) wählen diese Vorgehensweise.

beschreiben, wobei x'_{t-1} die Einschätzung der vergangenen Preisentwicklung relativ zu dem als mittelmäßig empfundenen Preisanstieg reflektiert. Um die Antworten auf diesen Teil der Frage verwerten zu können, braucht man folglich zusätzliche Angaben darüber, was die Befragten als mittelmäßigen Preisanstieg ("moderate rate of inflation") ansehen. Da solche Angaben nicht vorliegen und andere denkbare Verfahren zur Bestimmung der "moderaten" Inflationsrate nicht ohne zusätzliche kritische Annahmen auskommen, wird dieser Ansatz hier nicht weiter verfolgt.¹⁴ Stattdessen wird unterstellt, dass die Einschätzung des bisherigen Preisanstiegs durch die befragten Haushalte mit der am aktuellen Rand gemessenen Änderungsrate des jeweiligen nationalen Konsumentenpreisindex übereinstimmt (d.h. $\pi_{t-1}' = \pi_{t-1}$).¹⁵ Diese Annahme erscheint insofern nicht allzu problematisch, als es sich bei der Änderungsrate der Konsumentenpreise um eine Größe handelt, die in den betrachteten Ländern monatlich erhoben und zeitnah veröffentlicht wird.

Abb. 1 zeigt den Verlauf der auf Basis der aktuellen CPI-Inflation quantifizierten Preisänderungserwartungen für die fünf größten Mitgliedsländer der EWU und für das gesamte Euro-Währungsgebiet (EWU-11), wobei die Beiträge der einzelnen Länder zur aggregierten Reihe mit ihren Anteilen an den EWU-weiten Konsumausgaben des Jahres 1999 gewichtet wurden.¹⁶ In den Schaubildern werden die in $t-12$ gebildeten Inflationserwartungen den in t realisierten CPI-Änderungsraten (gegen Vorjahr) gegenübergestellt. Die Differenz zwischen den beiden Reihen im Zeitpunkt t zeigt dementsprechend den „Vorhersage“-Fehler. Auf den ersten Blick scheinen die aus den EU-Daten ermittelten Inflationserwartungen der tatsächlichen Preisentwicklung mehr oder weniger stark nachzulaufen. So haben die befragten Haushalte die Inflation in der Phase zunehmender Preissteigerungsraten bis Mitte 1991 systematisch unterschätzt, in der Phase sinkender Inflationsraten von Mitte 1992 bis Mitte 1993 dagegen deutlich überschätzt. Seit März 1999 sind die Inflationserwartungen nahezu parallel zur aktuell beobachtbaren Preisentwicklung angestiegen. Andererseits ist festzustellen, dass die Abwärtsbewegung der Inflationsrate von Mitte 1993 bis Anfang 1999 im Trend richtig antizipiert wurde. Dies spricht dafür, dass neben einer rückwärtsgerichteten Komponente noch andere Erklärungsfaktoren bei der Erwartungsbildung eine Rolle spielen.

Trotz des eigentlich standardisierten Fragen- und Antwortenkatalogs weist die Formulierung der Fragen bzw. der Antwortkategorien in Frankreich und Spanien gewisse Besonderheiten auf, die bei der Quantifizierung der dort erhobenen Daten bzw. bei ihrer Verwen-

¹⁴ Batchelor/Orr (1988) bestimmen die moderate Inflationsrate mittels eines komplizierten Verfahrens, das unter anderem die Quantifizierung der "natürlichen" Rate der Inflation erfordert. Siehe hierzu Batchelor/Orr (1988), S. 322f.

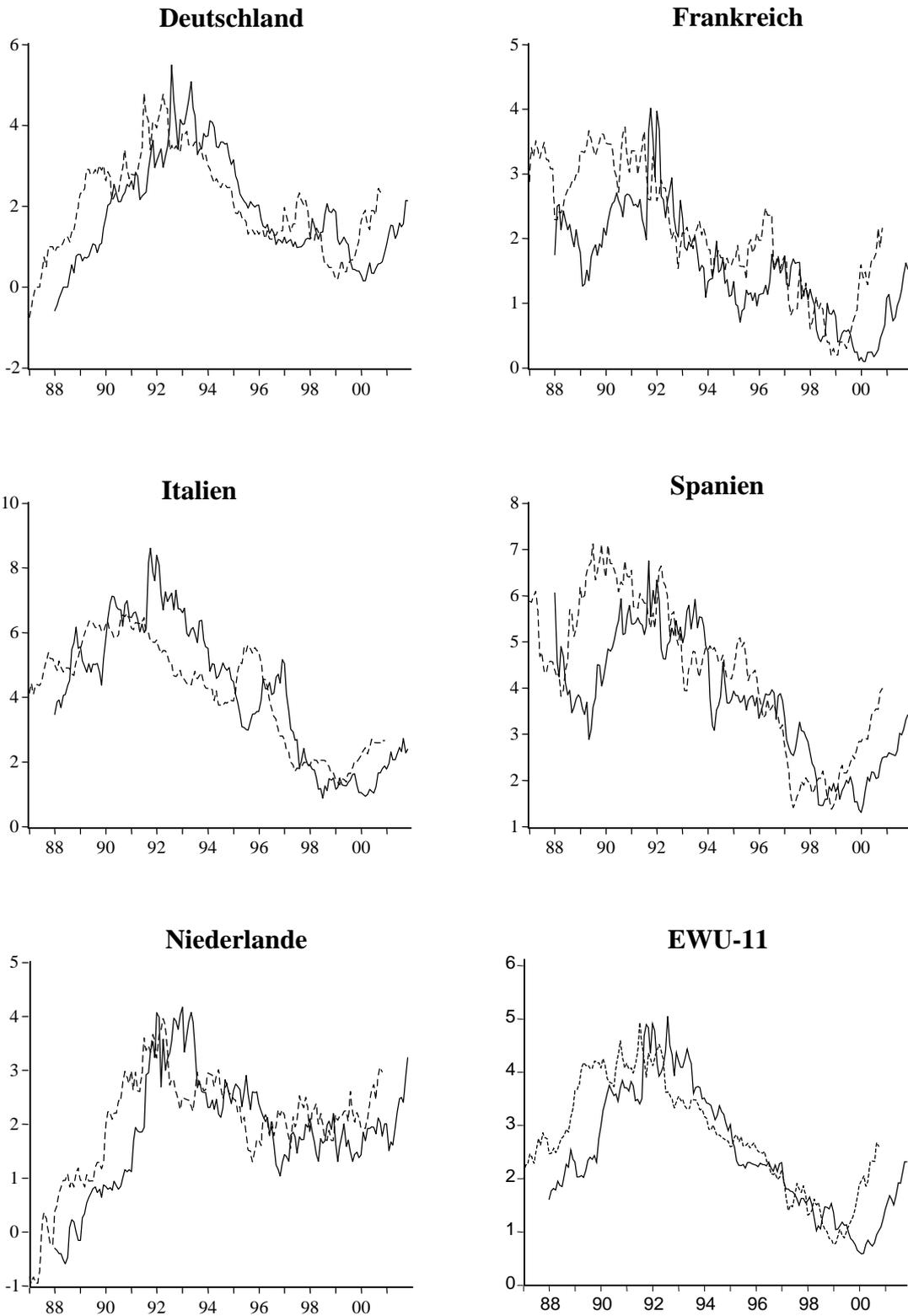
¹⁵ Simmons/Weiserbs (1992) und Berk (1997, 2000) wählen diese Vorgehensweise.

¹⁶ Als Folge des späteren EU-Beitritts Finnlands und Österreichs sind diese beiden Länder erst ab Mitte 1997 im Aggregat enthalten.

Abb. 1: Preiserwartungen gemäß EU-Verbraucherumfrage

(Veränderungen gegen Vorjahr in %, Monatsdaten)

— in t-12 erhobene Erwartungen für t
- - - Verbraucherpreise



derung zu Analysezwecken entsprechend zu berücksichtigen sind. So werden die befragten französischen Haushalte nach ihrer Einschätzung der erwarteten Preisentwicklung "in den kommenden Monaten" gefragt, ohne dass diese Zeitangabe näher spezifiziert wird (siehe Tab. A1 im Anhang). Zwar wird in Abb. 1 vereinfachend angenommen, dass die Antworten der französischen Haushalte sich wie in den anderen Ländern auf einen Zeithorizont von einem Jahr beziehen. Da im ersten Teil der Frage jedoch - wiederum abweichend von den anderen Ländern - nach der Einschätzung der Preisentwicklung in den vergangenen sechs Monaten gefragt wird, lässt sich nicht ausschließen, dass ein Teil der Befragten die Frage nach der künftigen Preisentwicklung ebenfalls auf diesen Zeithorizont bezieht. Die Gefahr, dass die aus den Umfragedaten berechneten Preiserwartungen einem Messfehler unterliegen, ist folglich im Falle Frankreichs höher einzuschätzen als für die anderen Länder.

In Spanien wird die Antwortkategorie "etwa in gleichem Maße wie bisher steigen" durch die Kategorie "werden ziemlich stark steigen" ersetzt (siehe Tab. A2 im Anhang), wobei zunächst einmal unklar ist, was die befragten Haushalte unter "ziemlich stark steigenden Preisen" verstehen. Eine Messgröße dafür lässt sich aber aus den Antworten auf den ersten Teil der Frage berechnen, bei denen die Kategorie "mittelmäßig gestiegen" gleichfalls durch die Kategorie "ziemlich gestiegen" ersetzt wird (so dass $\pi'_{t-1} = \pi^z x'_{t-1}$). Trifft man erneut die Annahme, dass die befragten Haushalte die vergangene Preisentwicklung richtig einschätzen (d.h. $\pi'_{t-1} = \pi_{t-1}$), so ergibt sich der zum jeweiligen Zeitpunkt als „ziemlich stark“ angesehene Preisanstieg als Quotient aus der aktuell gemessenen Teuerungsrate und dem Verteilungsterm x' .

II.3. Consensus Forecasts für die Verbraucherpreise

Eine mögliche Schwäche von Befragungen privater Haushalte wie der EU-Verbraucherumfrage liegt darin, dass für die Befragten kaum ökonomische Anreize bestehen, ihre Erwartungen korrekt anzugeben. Manche Kritiker empfehlen deshalb, sich auf Befragungen professioneller Prognostiker zu beschränken, die ihre Prognosen auch am Markt verkaufen.¹⁷ Andere Autoren weisen jedoch darauf hin, dass gerade für professionelle Prognostiker strategische Anreize bestehen können, bei ihren Angaben von ihrer "wahren" Prognose abzuweichen.¹⁸

Die Londoner Firma Consensus Economics führt seit Herbst 1989 zu Beginn jedes Monats eine Umfrage durch, in der renommierte Experten nach ihrer Einschätzung der künftigen

¹⁷ Vgl. Keane/Runkle (1990), S. 715.

¹⁸ Vgl. Lamont (1995).

werden. Für die sieben größten Industrieländer (USA, Japan, Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Italien, Kanada) wird dabei jeweils auf ein Panel professioneller Prognostiker zurückgegriffen, das sich aus den wichtigsten Banken, Wertpapierhäusern, Wirtschaftsforschungsinstituten und sonstigen Wirtschaftsdiensten des Landes rekrutiert.¹⁹ Seit Ende 1994 wurde der Kreis dieser Länder, für die ein eigenes Experten-Panel existiert, sukzessive um die Niederlande, Spanien, Schweden, die Schweiz und Norwegen erweitert. Für eine ganze Reihe weiterer Länder, darunter auch die restlichen Mitgliedsländer der EWU, erhebt Consensus Economics zudem Prognosen, die auf den Angaben von zehn führende internationalen Institutionen beruhen.

Allerdings besteht im Hinblick auf die reguläre monatliche Consensus Umfrage das Problem, das die Prognosen jeweils für das laufende und das folgende Jahr erhoben werden und somit keinen festen Prognosehorizont aufweisen. Für Analysezwecke interessanter sind deshalb die viermal im Jahr zusätzlich erhobenen "Quarterly Consensus Forecasts", die die Einschätzung der Länder-Experten für jedes einzelne der folgenden sechs (teilweise auch sieben) Quartale wiedergeben. Dabei werden neben Prognosen für das reale Wachstum, die realen Konsumausgaben und die Industrieproduktion auch Quartalsprognosen für die Änderungsraten des jeweiligen nationalen Konsumentenpreisindex (gegen Vorjahr) erhoben. Tab. 2 zeigt die Ergebnisse der Umfrage vom 11. Dezember 2000 für die Änderungsrate der Konsumentenpreise in Deutschland. Bei den veröffentlichten Prognosen handelt es sich um die jeweiligen arithmetischen Mittelwerte der Einzelprognosen, die selbst nicht im einzelnen veröffentlicht werden.

Tab. 2: Die vierteljährlichen Consensus Forecasts am Beispiel der Umfragedaten für Deutschland vom 11. Dezember 2000²⁰

Quarterly Consensus Forecasts										
<i>Percentage Change (year-on-year). From Survey: December 11, 2000</i>										
	2000				2001				2002	
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2
Consumer Prices	1.8	1.6	2.0	2.3	2.2	2.0	1.6	1.3	1.3	1.5

Consensus Forecasts shown in bold italics

¹⁹ Für Deutschland werden derzeit 26 Institutionen befragt (Frankreich: 17, Italien 13, Spanien 10, NL 9): DG Bank, BHF Bank, Deutsche Bank Research, DGZ Deka Bank, JP Morgan, MM Warburg, WGZ Bank, Bank Julius Baer, BfG Bank, Commerzbank, Dresdner Bank, Invesco Bank, RWI Essen, Sal Oppenheim, Bayerische LBank, FAZ Institut, HypoVereinsbank, Bankgesellschaft Berlin, Helaba Frankfurt, IW Köln, DIW Berlin, HSBC Trinkaus, IFO München, IfW Kiel, Merrill Lynch, Westdeutsche LBank.

²⁰ Siehe Consensus Economics, Consensus Forecasts, Dezember 2000, S. 8.

Die Quarterly Consensus Forecasts stehen für Deutschland, Frankreich und Italien ab November 1989 zur Verfügung; für Spanien und die Niederlande ab Dezember 1994. Aus diesen Daten lassen sich Zeitreihen über die von den befragten Experten erwartete Preisentwicklung für feste Zeithorizonte von ein bis sechs Quartalen konstruieren. Abb. 2 zeigt den Verlauf der Inflationsprognosen mit einem Horizont von vier Quartalen relativ zur tatsächlichen Preisentwicklung. Im Gegensatz zu Abb. 1 handelt es sich bei den hier abgebildeten Reihen um Quartalsdurchschnitte, was den ruhigeren Verlauf der Reihen erklärt.²¹ Da der Erhebungszeitraum für die Niederlande und Spanien mit 25 Beobachtungen für die im Rahmen dieser Arbeit verfolgten Fragestellungen zu kurz ist, werden im folgenden nur die für Deutschland, Frankreich und Italien verfügbaren Consensus Forecasts verwendet.

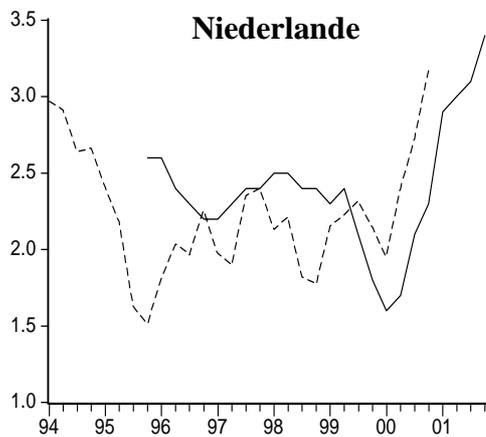
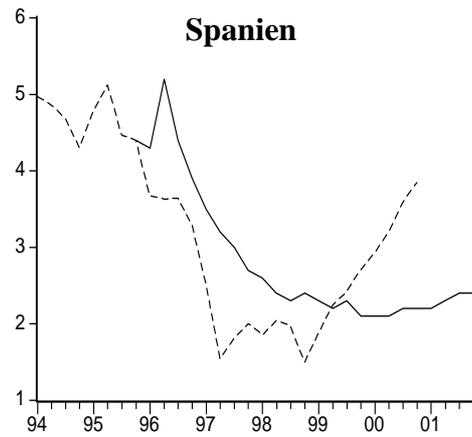
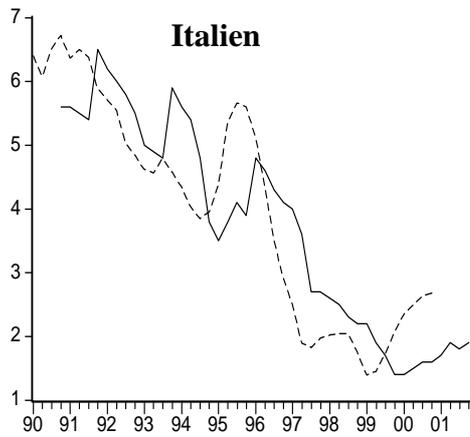
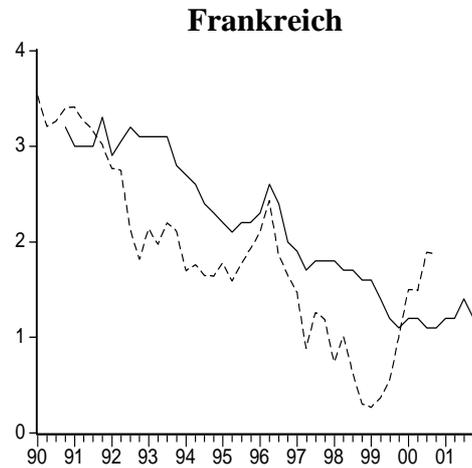
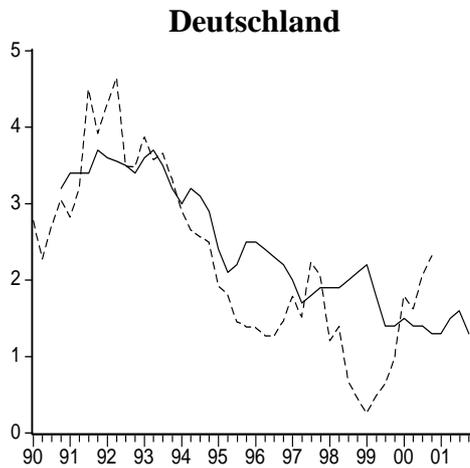
Auf den ersten Blick fällt auf, dass die von Consensus Economics befragten Experten weder den Rückgang der Inflation in der ersten Hälfte der 90er Jahre noch die im Vorfeld der Währungsunion erneut stark fallenden Inflationsraten korrekt antizipiert haben. Besonders ausgeprägt ist die Überschätzung der tatsächlichen Inflationsentwicklung bei den Consensus Inflationsprognosen für Frankreich, aber auch in bestimmten Phasen – vor allem um die Jahreswende 1998/1999 - für Deutschland. Auch der jüngste Wendepunkt in der Preisentwicklung, der freilich externe Ursachen (nämlich den Ölpreisschock) hatte, wurde nicht korrekt vorhergesagt.

Für einen Vergleich der Prognosegüte der Consensus Forecasts mit den EU-Umfragedaten können statistische Prüfgrößen herangezogen werden wie beispielsweise der mittlere absolute Prognosefehler, die Wurzel des mittleren quadrierten Fehlers oder der Theilsche Ungleichheitskoeffizient, der den Prognosefehler relativ zur statischen Prognose ("keine Veränderung der Inflationsrate") angibt. Tabelle 3 gibt einen Überblick über die Werte dieser Prüfgrößen für die hier betrachteten Umfragedaten. Demnach war der mittlere absolute Prognosefehler der von Consensus Economics befragten Deutschland- und Italienexperten kleiner als der entsprechende Fehler der in Deutschland und Italien befragten Verbraucher. Dagegen wiesen die Expertenprognosen für Frankreich einen höheren absoluten Prognosefehler auf als die Preisänderungserwartungen der befragten französischen Haushalte. Die Werte der beiden anderen Prüfgrößen bestätigen dieses Urteil. Mit einem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten unter eins schneiden die Consensus Forecasts für Deutschland und Italien besser ab als die naive extrapolative Prognose, während der Prognosefehler der Frankreich-Experten exakt demjenigen der „no change“-Prognose entspricht. Noch schlechter als die Consensus Forecasts für Frankreich schneiden lediglich die

²¹ Die Consensus Quartalsprognosen werden seit Anfang 1994 im März, Juni, September und Dezember erhoben. In den Jahren 1992 und 1993 fanden die entsprechenden Umfragen jeweils im Februar, Mai, August und November statt, in den Jahren 1990 und 1991 im Februar, Juli und November. Die beiden fehlenden Beobachtungen für das zweite Quartal 1990 und 1991 wurden durch Interpolation der vorhergehenden und der folgenden "Beobachtung" approximiert.

**Abb. 2: Consensus Forecasts für die Verbraucherpreise in vier Quartalen
(Veränderungen gegen Vorjahr in %, Quartalsdaten)**

— in t-4 erhobene Prognosen für t
 - - - Verbraucherpreise



Preiserwartungen der befragten italienischen Haushalte ab, deren Prognosefehler denjenigen der naiven extrapolativen Prognose noch übertrifft.

Tab. 3: Vergleich der Prognosegüte

Stützperiode: 4. Quartal 1990 bis 4. Quartal 2000

Preiserwartungen gemäß	Deutschland	Frankreich	Italien
	Mittlerer absoluter Prognosefehler		
Consensus Forecasts	0.61	0.63	0.82
EU-Verbraucherumfrage	0.77	0.53	1.06
	Wurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers		
Consensus Forecasts	0.76	0.72	0.93
EU-Verbraucherumfrage	0.91	0.68	1.29
	Theilscher Ungleichheitskoeffizient ¹⁾		
Consensus Forecasts	0.72	1.00	0.73
EU-Verbraucherumfrage	0.88	0.94	1.06
1) Prognosefehler der Umfragedaten relativ zur naiven extrapolativen Prognose ($E_t \pi_{t+4} = \pi_{t-1}$). Werte kleiner eins implizieren, dass die Prognosen der befragten Haushalte und Experten die naive extrapolative Prognose schlagen.			

III. Inflationserwartungen als Bestimmungsfaktor der Inflation

III.1. Der Phillips-Kurven-Zusammenhang

Darüber, dass den Inflationserwartungen des privaten Sektors im monetären Transmissionsprozess eine Schlüsselrolle zukommt, besteht in Wissenschaft und Praxis ein breiter Konsens.²² Allerdings existiert für die Übertragung geldpolitischer Maßnahmen auf die Güternachfrage und das gesamtwirtschaftliche Preisniveau bis heute kein allgemein anerkanntes Modell. Einigkeit besteht allenfalls dahingehend, dass Inflation langfristig – d.h. nach Ablauf aller Anpassungsprozesse - ein monetäres Phänomen ist, während sich die Wirkung der Geldpolitik auf die Realwirtschaft auf die kurze bis mittlere Frist beschränkt.

Die meisten Ansätze zur Erklärung der kurz- bis mittelfristigen Inflationsdynamik basieren auf dem von Phillips (1958) beschriebenen Zusammenhang zwischen der (Lohn-)Inflation und der Arbeitslosigkeit.²³ Die Erkenntnis, dass die Arbeitsmarktparteien über die erwarteten Reallöhne verhandeln, veranlaßte bereits Friedman (1968) und Phelps (1967), die ursprüngliche Phillips-Kurve um eine Erwartungskomponente zu erweitern. Die zentrale Aussage des Friedman-Phelps-Modells lautet, dass ein Trade-off zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit nur solange existiert, wie die Inflationserwartungen des privaten Sektors von der tatsächlichen Inflation abweichen.

Neuere Modelle betonen die Bedeutung temporärer Lohn- und Preisrigiditäten und bemühen sich um eine explizite Mikrofundierung des Phillips-Kurven-Zusammenhangs. Als bahnbrechend erwiesen sich dabei insbesondere die Modelle gestaffelter Lohn- bzw. Preisverträge von Taylor (1979, 1980) und Calvo (1983) sowie das Modell quadratischer Preisanpassungskosten von Rotemberg (1982).²⁴ Während die Modelle von Calvo und Rotemberg das Preissetzungsverhalten von Unternehmen bei monopolistischer Konkurrenz beschreiben, leitet Taylor den Einfluss der erwarteten Preisentwicklung auf das aktuelle Preisniveau aus der Existenz gestaffelter Lohnverträge ab, deren Laufzeit sich über zwei oder mehr Perioden erstreckt.

Da die vorliegenden Umfragedaten sich in erster Linie für eine empirische Überprüfung des Taylor-Modells eignen, soll dieses Modell hier kurz in seinen Grundzügen dargestellt werden.²⁵ In der einfachsten Zwei-Perioden-Version des Taylor-Modells wird unterstellt, dass alle Lohnverträge eine Laufzeit von zwei Perioden haben und die Hälfte aller Verträge

²² Siehe z.B. EZB (2000), S. 49.

²³ Unter der Annahme, dass die Preissetzung in Form eines konstanten Markups auf die Löhne erfolgt, entwickeln sich die Güterpreise proportional zu den Nominallöhnen.

²⁴ Eine ausführliche Beschreibung dieser drei Modelle findet sich bei Roberts (1995).

²⁵ Die folgende Darstellung lehnt sich an Roberts (1997) an.

ge in jeder Periode erneuert wird. Unter dieser Annahme ergibt sich das Lohnniveau, w , in Periode t als Durchschnitt der in t und $t-1$ abgeschlossenen Kontraktlöhne, x :

$$(3a) \quad w_t = (x_t + x_{t-1}) / 2$$

Ferner wird angenommen, dass der in t ausgehandelte Kontraktlohn von dem für die Laufzeit des Vertrags erwarteten Preisniveau, von der erwarteten Arbeitslosenrate (u) sowie von einem Zufallsschock ε_t abhängt:

$$(3b) \quad x_t = (p_t + E_t p_{t+1}) / 2 - \gamma(u_t + E_t u_{t+1}) + b_o + \varepsilon_t$$

Gleichung (3b) kann als "Quasi"-Arbeitsangebotsfunktion des Modells interpretiert werden. Geschlossen wird das Modell durch die Annahme, dass die Unternehmen auf Änderungen der Nominallohne mit einer entsprechenden Preisanpassung reagieren (mark-up Preissetzungsverhalten):

$$(3c) \quad p_t = w_t + h(s_t) + v_t$$

Die Variable s steht stellvertretend für alle sonstigen für die Preisgestaltung der Unternehmen relevanten Faktoren wie beispielsweise die Rohöl- und sonstigen Rohstoffpreise. Durch Einsetzen von Gleichung (3a) und (3b) in Gleichung (3c) erhält man nach einigen Umformungen eine Inflationsgleichung der Form:

$$(4) \quad \Delta p_t = \frac{1}{2} (E_t \Delta p_{t+1} + E_{t-1} \Delta p_t) - \gamma \tilde{u}_t + 2h(s_t) + 2b_o + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + 2v_t$$

mit $\tilde{u}_t = u_{t-1} + u_t + E_{t-1} u_t + E_t u_{t+1}$. Gleichung (4) lässt sich ihrerseits noch einmal umformen zu:

$$(4a) \quad \Delta p_t = E_t \Delta p_{t+1} - 2\gamma \tilde{u}_t + 4h(s_t) + 4b_o + 2(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + 4v_t + \eta_t$$

wobei η_t für den Erwartungsfehler $(E_{t-1} \Delta p_t - \Delta p_t) = (E_{t-1} p_t - p_t)$ steht. Der Term η_t hat allerdings nur dann einen Erwartungswert von Null, wenn die Erwartungen unverzerrt sind. Da dies nicht unbedingt vorausgesetzt werden kann, muss bei einer empirischen Überprüfung von Gleichung (4a) auf alle Fälle darauf geachtet werden, eine Konstante in die Schätzgleichung aufzunehmen.

Aufgrund von Messproblemen und Zweifeln an der Konstanz der “natürlichen” Rate der Arbeitslosigkeit wird die Arbeitslosenrate in vielen neueren Arbeiten durch die Abweichung der Produktion vom Produktionspotenzial, $z=(y-y^*)$, ersetzt. Diese Vorgehensweise wird zum einen mit dem Verweis auf Okun’s law begründet, das eine feste Relation zwischen der Outputlücke und der Abweichung der Arbeitslosenrate von ihrem natürlichen Niveau postuliert. Aber auch wenn dem ”Gesetz” von Okun nur eingeschränkte Gültigkeit zubilligt wird, kann argumentiert werden, dass die Lohnabschlüsse in vielen Fällen eher von der konjunkturellen Lage als von der Höhe der Arbeitslosenrate abhängen dürften. Fasst man ferner die Zufallsschocks und den Erwartungsfehler zu einem Störterm ε^π zusammen, so erhält man den Prototyp der Neukeynesianischen Phillips-Kurve:

$$(5) \quad \Delta p_t = E_t \Delta p_{t+1} + c_1 z_t + c_2 (s_t) + c_0 + \varepsilon_t^\pi$$

Phillips-Kurven dieser Form sind in den letzten Jahren zum festen Bestandteil der dynamischen mikrofundierten IS-LM-Modelle geworden, die vielfach zur Evaluierung alternativer geldpolitischer Strategien verwendet werden.²⁶ Mankiw (2000) bezeichnet dieses Modell deshalb als ”workhorse for much recent research on monetary policy”.²⁷ Allerdings impliziert Gleichung (5) in Verbindung mit der weit verbreiteten Annahme rationaler Erwartungen, dass eine - glaubwürdig angekündigte - Disinflation sich ohne reale Kosten durchführen läßt (mehr noch, dass eine graduelle Disinflation mit einem ökonomischen Boom einhergehen müßte!). Diese Eigenschaft steht in direktem Widerspruch zu der empirischen Beobachtung, dass eine Rückführung hoher Inflationsraten in aller Regel mit beträchtlichen Outputverlusten verbunden ist, und zwar auch in Ländern wie Deutschland, in denen die Zentralbank ein hohes Maß an Glaubwürdigkeit besitzt.²⁸ In empirisch orientierten Arbeiten wird die rechte Seite von Gleichung (5) deshalb häufig um die in der Vorperiode realisierte Inflationsrate erweitert:

$$(5a) \quad \Delta p_t = \delta E_t \Delta p_{t+1} + (1 - \delta) \Delta p_{t-1} + c_1 z_t + c_2 (s_t) + c_0 + \varepsilon_t^\pi$$

mit $0 \leq \delta \leq 1$.

Der Einfluss der vergangenen auf die aktuelle Preisentwicklung lässt sich zum einen durch die Existenz eines rückwärtsgerichtetes Elements in der Erwartungsbildung begründen. So unterstellen beispielsweise Gali/Gertler (2000) im Rahmen eines Calvo-Modells, dass nur ein Teil der Unternehmer rationale Erwartungen bildet, während die anderen die Preise auf

²⁶ Siehe z.B. Clarida/Gali/Gertler (1999), McCallum/Nelson (1999a/b), Rotemberg/Woodford (1999) und verschiedene andere Beiträge in Taylor (1999).

²⁷ Vgl. Mankiw (2000), S. 13.

²⁸ Siehe hierzu Ball (1994).

der Basis einfacher, rein rückwärtsgerichteter Daumenregeln setzen.²⁹ Legt man diese Interpretation zugrunde, so repräsentiert der Erwartungsterm in Gleichung (5a) die vorwärtsgerichtete "rationale" Komponente der Erwartungsbildung. Alternativ dazu begründen manche Autoren die Erweiterung von Gleichung (5) um die verzögerte Inflationsrate damit, dass die Lohnforderungen in Periode t sich sowohl nach den in Periode $t-1$ aushandelten Reallöhnen als auch nach den für $t+1$ erwarteten (Real-)Lohnabschlüssen richten (relative Reallohnhypothese). Die Annahme, dass relative Löhne - das Lohngefüge - bei Lohnverhandlungen eine Schlüsselrolle spielen, geht bereits auf Keynes (1936) zurück und ist in jüngerer Zeit u.a. von Buitier/Jewitt (1981) sowie Fuhrer/Moore (1995) aufgegriffen worden.³⁰

Mit Hilfe von Umfragedaten über die Inflationserwartungen der Marktakteure lässt sich direkt überprüfen, ob die vergangene Inflation unabhängig von der Erwartungsbildung eine Rolle im Inflationsprozess spielt. Roberts (1995, 1997) und Rudebusch (2000) verwenden direkt erhobene Preiserwartungen US-amerikanischer Haushalte bzw. Expertenprognosen, um das durch Gleichung (5a) beschriebene Phillips-Kurven-Modell für die US-Wirtschaft zu schätzen. Während Roberts keine Anzeichen für eine "intrinsische" Inflationspersistenz findet, liegt der von Rudebusch geschätzte Wert für den Parameter δ bei 0.29 mit einem Standardfehler von 0.08.³¹ Da ähnliche Schätzungen für den Euroraum unseres Wissens bisher noch nicht existieren, werden die oben beschriebenen Umfragedaten im folgenden verwendet, um das durch Gleichung (5a) beschriebene Inflationsmodell für Deutschland, Frankreich, Italien und soweit möglich auch für Spanien und die Niederlande zu schätzen.

III.2. Formulierung der Schätzgleichung

Da die durchschnittliche Laufzeit von Lohnverträgen in den USA und Europa bei ein bis zwei Jahren liegt, wird Gleichung (5a) üblicherweise als Modell für die Preisentwicklung über einen Zeithorizont von einem Jahr interpretiert.³² Bei einer Datenfrequenz von einem Quartal bedeutet dies, dass die Preisänderungsraten sich über jeweils vier Schätzperioden erstrecken:³³

²⁹ Vgl. Gali/Gertler (2000), S. 12f.

³⁰ Vgl. Keynes (1936), S. 14. Ascari/Garcia (1999) unternehmen den Versuch einer Mikrofundierung.

³¹ Während die Schätzungen von Roberts auf den Michigan- und Livingston-Reihen basieren, verwendet Rudebusch Daten aus dem Michigan-Survey und dem Survey of Professional Forecasters.

³² Vgl. Rudebusch (2000), S. 4, sowie Svensson (1999) und Smets (2000). Eine Bestimmungsgleichung für die Preisänderungsrate gegenüber dem Vorquartal lässt sich dagegen eher aus einem Modell gestaffelter Lohnkontrakte mit einer Kontraktlänge von vier oder mehr Perioden ableiten. Siehe hierzu Fuhrer/Moore (1995).

³³ Eine Anpassung der Datenfrequenz an den Zeithorizont der Änderungsraten, wie sie etwa Roberts (1995) oder Smets (2000) vornehmen, kommt angesichts des ohnehin relativ kurzen Beobachtungszeitraums nicht in Betracht.

$$(6) \quad \Delta_4 p_t = \delta E_t \Delta_4 p_{t+4} + (1-\delta) \Delta_4 p_{t-4} + c_1 z_t + c_2 (s_t) + c_0 + \varepsilon_t^\pi$$

Die Diskrepanz zwischen der Datenfrequenz und dem Zeithorizont der Änderungsraten verursacht allerdings eine zusätzliche Komplikation in Form einer Überlappung der endogenen Variablen um bis zu vier Perioden. Die daraus resultierende Autokorrelation der Residuen hat zwar keinen Einfluss auf das Niveau der geschätzten Koeffizienten, sie kann jedoch zu verzerrt geschätzten Standardfehlern führen.³⁴ Bei den im folgenden präsentierten Schätzungen werden deshalb die mit der Newey-West-Methode ermittelten, korrigierten Standardfehler verwendet.

Aufgrund der Übereinstimmung des Zeithorizonts können die aus den Umfragedaten berechneten Preiserwartungen zur Überprüfung von Gleichung (6) herangezogen werden, ohne dass ein unter Umständen problematisches "Herunterbrechen" auf Halbjahres- oder Quartalswerte erforderlich ist. Da sich die Umfragen auf die erwartete Entwicklung der Konsumentenpreise beziehen, liegt es nahe, als Preisvariable ebenfalls den jeweiligen nationalen Konsumentenpreisindex zu verwenden. Für diese Vorgehensweise spricht auch, dass sich das Interesse der Arbeitnehmer(-vertreter) bei den Lohnverhandlungen auf die erwartete Entwicklung der Konsumentenpreise richtet. Bei der Herleitung der Phillips-Kurven-Beziehung aus der Mark-up Gleichung (3c) ist dann allerdings zu berücksichtigen, dass das für die Unternehmen relevante Produzentenpreisniveau von dem für die Arbeitnehmer relevanten Konsumentenpreisniveau abweicht, wenn die Preise importierter Konsumgüter höher oder niedriger sind als die Preise der im Inland produzierten Güter.³⁵ Folglich gehören auch die (relativen) Preise importierter Konsumgüter zu den exogenen Einflussfaktoren, die bei einer empirischen Überprüfung von Gleichung (6) zu berücksichtigen sind.³⁶ Als "summary statistic" für den Einfluss der Preise importierter Rohstoffe, Vorprodukte und Konsumgüter wird im folgenden die Änderungsrate der Importpreise relativ zur Änderungsrate der Konsumentenpreise (Δpim^r) verwendet:

$$(6a) \quad \Delta_4 p_t = \delta_1 E_t^s \Delta_4 p_{t+4} + \delta_2 \Delta_4 p_{t-4} + c_1 z_t + c_2 \Delta_4 pim_t^r + c_0 + \varepsilon_t^\pi$$

Um der Möglichkeit Rechnung zu tragen, dass die Teuerungsrate erst mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung auf Änderungen des Outputgaps und der Importpreise reagiert,

³⁴ Siehe hierzu Hansen/Hodrick (1980).

³⁵ Der Konsumentenpreisindex (P^c) setzt sich aus den Preisen der im Inland produzierten und konsumierten Konsumgüter (P^d) und den Preisen der importierten Konsumgüter (EP^f) zusammen, die mit ihren jeweiligen Anteilen $(1-a)$ bzw. (a) an den Konsumausgaben gewichtet werden. Zwischen den Änderungsraten dieser Größen besteht folglich die Beziehung: $\Delta p^c = (1-a)\Delta p^d + a(\Delta p^f + \Delta e)$ bzw. $\Delta p^c = \Delta p^d + a(\Delta p^f + \Delta e - \Delta p^c)/(1-a)$.

³⁶ Zur Bedeutung der Importpreise für eine relativ geschlossene Volkswirtschaft wie die USA siehe Rich/Rissmiller (2000)

wird eine Spezifikation der Gleichung geschätzt, die sowohl die kontemporären als auch die um ein Jahr verzögerten Werte der beiden Variablen enthält.

Zur Messung der Outputlücke $z=(y-y^*)/y^*$ werden in der Literatur eine Reihe von Verfahren vorgeschlagen, die jeweils spezifische Vor- und Nachteile aufweisen.³⁷ Im Rahmen dieser Arbeit erfolgt die Trennung zwischen Trend und Zyklus mit Hilfe einer einfachen OLS-Schätzung, bei der das (logarithmierte) reale BIP auf einen linearen Zeittrend und sein Quadrat regressiert wird. Die Aufnahme eines quadratischen Trends in die Schätzgleichung stellt eine Möglichkeit dar, der Schätzung einen zusätzlichen Freiheitsgrad zu verleihen, ohne einen bestimmten Zeitpunkt für den Strukturbruch vorgeben zu müssen.³⁸ In Abb. 3 werden die Ergebnisse dieser Schätzungen den von der OECD geschätzten Outputlücken für Deutschland, Frankreich und Italien gegenüber gestellt, die allerdings nur auf Halbjahresbasis zur Verfügung stehen. Wie der Vergleich zeigt, weisen die Reihen trotz einiger Unterschiede im Detail im Großen und Ganzen einen relativ ähnlichen Verlauf auf.

III.3. Interpretation der Schätzergebnisse

III.3.1. Schätzergebnisse auf Basis der Consensus Forecasts

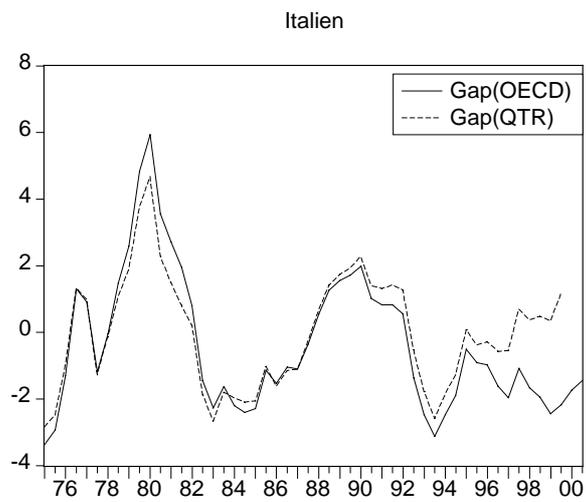
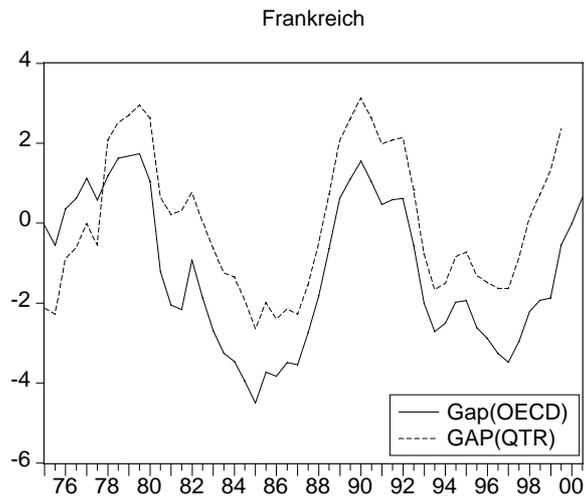
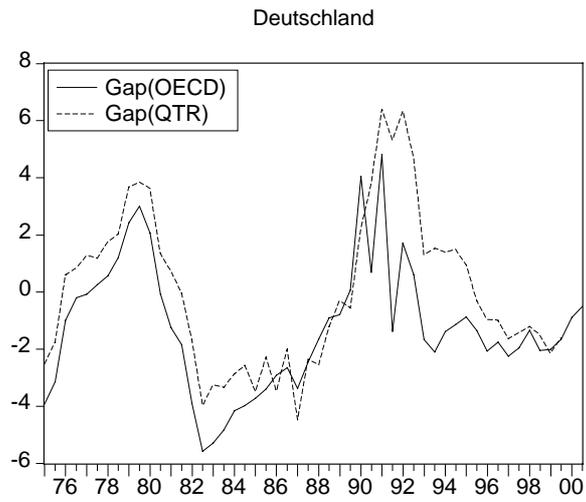
Die Verwendung der Consensus Forecasts zur empirischen Überprüfung des durch Gleichung (6a) beschriebenen Inflationsmodells läßt sich durch die Überlegung motivieren, dass diese Prognosen veröffentlicht werden, in den Medien Beachtung finden und folglich eine wichtige Informationsquelle für die Verhandlungsführer bei den Lohnverhandlungen darstellen. Ein entscheidender Vorteil dieser Informationsquelle gegenüber den Prognosen einzelner Institute oder Organisationen besteht darin, dass es sich bei den Consensus Forecasts bereits um Durchschnittswerte einer größeren Zahl von Einzelprognosen handelt, die sich auf ganz unterschiedliche Prognoseansätze und divergierende Annahmen über die Entwicklung wichtiger exogenen Faktoren stützen.

Tabelle 4a faßt die Ergebnisse der Schätzungen zusammen, die auf Basis der Consensus Forecasts und der trendbereinigten Outputvariablen, *ogapqtr75*, durchgeführt wurden. Dabei sind neben den Ergebnissen für die einzelnen Länder auch die Resultate einer Schätzung angeben, die mit aggregierten Zeitreihen für alle drei Länder (EMU-3) durchgeführt wurde. Die Aggregation der nationalen Zeitreihen erfolgt auf Basis der (zu Kaufkraftpari-

³⁷ Siehe EZB, Potenzialwachstum und Produktionslücke: Begriffsabgrenzung, Anwendungsbereiche und Schätzergebnisse, Monatsbericht Oktober 2000.

³⁸ Die Frage nach der angemessenen Trendspezifikation für die reale Produktion wird in der Literatur nach wie vor kontrovers diskutiert. Assenmacher (1998) untersucht diese Frage für das BIP der Bundesrepublik Deutschland und kommt zu dem Schluss, dass die Entwicklung des (west-)deutschen BIP nach dem zweiten Weltkrieg keinen stochastischen Trend aufweist, sondern im Schätzzeitraum 1950-1995 trendstationär war mit Strukturbrüchen in den Jahren 1961 und 1973.

Abb. 3: OECD-Outputlücken und eigene Schätzungen im Vergleich



täten berechneten) BIP-Anteile des Jahres 1995, die 0.425 für Deutschland, 0.292 für Frankreich und 0.283 für Italien betragen.³⁹ Bei den in Spalte 2 bis 5 angegebenen Schätzwerten handelt es sich um die Ergebnisse von OLS-Schätzungen. Da sich a priori nicht ausschließen läßt, dass die kontemporär in die Gleichung eingehenden Erwartungs-, Outputgap- und Importpreisvariablen mit dem Störterm korreliert sind, wurden zur Kontrolle zusätzlich Instrumentvariablen-Schätzungen durchgeführt, bei denen die betreffenden Variablen durch ihre eigenen verzögerten Werte instrumentiert wurden. Die Ergebnisse dieser Schätzungen (Spalte 6 bis 9) unterscheiden sich jedoch nur geringfügig von denjenigen der OLS-Schätzungen. Die letzte Zeile der Tabelle enthält die Ergebnisse eines Tests der überidentifizierenden Restriktionen, der die Zulässigkeit der verwendeten Instrumente belegt.⁴⁰

Mit korrigierten Bestimmtheitsmaßen zwischen 82 % und 95 % fällt der Erklärungsgehalt des Ansatzes sehr zufriedenstellend aus. Der Koeffizient der Erwartungsvariablen, δ_1 , ist hochsignifikant und liegt in allen Fällen nahe bei eins. Dagegen ist der Koeffizient der verzögerten Inflationsrate, δ_2 , in keinem Fall signifikant von null verschieden und wurde deshalb auf null restringiert. Die P-Werte dieser Restriktion sind in der vorletzten Zeile der Tabelle angegeben.⁴¹ Zweitens zeigen sich bei der Übertragung realwirtschaftlicher Impulse auf die Preise erhebliche länderspezifische Unterschiede. Die Schätzung einer aggregierten Gleichung für alle drei Länder ist deshalb mit einem Informationsverlust verbunden, der grundsätzlich die Gefahr einer Aggregationsverzerrung birgt.⁴² Die Schätzergebnisse für die aggregierten Zeitreihen scheinen allerdings im Großen und Ganzen den (entsprechend) gewichteten Durchschnittswerten der länderspezifischen Koeffizienten zu entsprechen. Im Hinblick auf die Verwendung eines aggregierten Inflationsmodells für Deutschland, Frankreich und Italien erscheint jedoch zumindest so lange Vorsicht geboten, bis eindeutige Anzeichen für eine stärkere Angleichung der nationalen Inflationsprozesse vorliegen.

Um das Ausmaß der länderspezifischen Unterschiede zu verdeutlichen, wurde für jedes Land noch eine Version von Gleichung (6a) geschätzt, bei der der Koeffizient δ_1 auf eins und alle insignifikanten Koeffizienten mit Ausnahme der Konstanten auf null restringiert wurden (siehe Tab. 4b). Demnach reagiert die Teuerungsrate in Deutschland und Frank-

³⁹ Der Anteil der drei „großen“ Länder am gesamten BIP des Euroraums lag 1995 zu Kaufkraftparitäten gerechnet bei über 70 %.

⁴⁰ Der Test folgt dem Vorschlag von Davidson/McKinnon (1993), S. 235f.

⁴¹ Der p-Wert gibt die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers vom Typ 1 an, d.h. die Nullhypothese abzulehnen, obwohl sie zutrifft.

⁴² Grundsätzlich ist die Schätzung einer aggregierten Gleichung ohne Verzerrung möglich, wenn entweder die Parameter der disaggregierten Gleichungen identisch sind oder wenn die Anteile der Länder an den aggregierten Variablen über den gesamten Zeitraum konstant bleiben. Beide Bedingungen sind im vorliegenden Fall offensichtlich nicht erfüllt. Siehe Wesche (1998), S. 61.

Tabelle 4a: Schätzergebnisse auf Basis der Consensus Forecasts

Schätzgleichung

$$\pi_t = \delta_1 E_t^s \pi_{t+4} + \delta_2 \pi_{t-4} + c_1 \tilde{z}_t + c_2 \tilde{z}_{t-4} + c_3 \Delta_4 pim_t + c_4 \Delta_4 pim_{t-4} + c_0 + \varepsilon_t^\pi$$

Schätzzeitraum 1990:1 bis 1999:4, Schätzmethode OLS/TSLS, Newey-West-Korrektur der Standardfehler¹⁾

	OLS				TSLS ²⁾			
	DE	FR	IT	EMU-3	DE	FR	IT	EMU-3
δ_1	0.84*** (0.17)	0.97*** (0.11)	0.99*** (0.06)	0.92*** (0.07)	0.86*** (0.25)	1.05*** (0.12)	1.02*** (0.06)	0.94*** (0.10)
δ_2	-	-	-	-	-	-	-	-
c_1	0.10 (0.07)	-0.07 (0.08)	0.30** (0.15)	0.11* (0.06)	0.12 (0.09)	-0.09 (0.08)	0.47*** (0.16)	0.16 (0.11)
c_2	0.16*** (0.04)	0.29*** (0.09)	-0.08 (0.16)	0.17** (0.08)	0.14** (0.05)	0.33*** (0.11)	-0.08 (0.14)	0.18** (0.07)
c_3	0.06* (0.03)	0.10*** (0.03)	0.02 (0.03)	0.08** (0.03)	0.09** (0.04)	0.14*** (0.05)	0.07* (0.03)	0.13*** (0.05)
c_4	0.01 (0.04)	0.09** (0.04)	0.05** (0.02)	0.08** (0.03)	-0.03 (0.04)	0.11** (0.04)	0.06** (0.02)	0.11*** (0.03)
c_0	-0.02 (0.47)	0.08 (0.34)	0.27 (0.21)	0.20 (0.23)	-0.06 (0.62)	0.05 (0.35)	0.21 (0.20)	0.26 (0.31)
R2bar ³⁾	0.89	0.83	0.90	0.95	0.87	0.82	0.88	0.94
AC(1) ⁴⁾	0.39	0.47	0.56	0.45	0.41	0.43	0.60	0.50
AC(5) ⁴⁾	-0.16	-0.12	-0.38	-0.52	-0.11	-0.18	-0.40	-0.58
Restrikt., P-Werte	0.64	0.83	0.05	0.60	0.29	0.48	0.58	0.50
Überid., P-Werte ⁵⁾					0.26	0.45	0.79	0.35

***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-Niveau; Werte in Klammern geben die HAC-konsistenten Standardfehler an.

1) Wird durchgeführt, weil die Diskrepanz zwischen der Datenfrequenz und dem Zeithorizont der endogenen Variablen Autokorrelation erster bis maximal vierter Ordnung verursachen kann. 2) Als Instrumente werden verzögerte Werte der erklärenden Variablen verwendet 3) Korrigiertes Bestimmtheitsmaß. 4) Autokorrelationskoeffizient erster und fünfter Ordnung (Standardfehler nach Bartlett =1/√T, d.h. bei 40 Beobachtungen 0.16). 5) Test auf Orthogonalität der Residuen gegenüber den verwendeten Instrumenten, vgl. Davidson/MacKinnon (1993), S. 235f..

Tabelle 4b: Schätzergebnisse zum Zusammenhang zwischen Inflation und Inflationserwartungen auf Basis der Consensus Forecasts

Schätzgleichung			
$\Delta_4 p_t = E_t^s(\Delta_4 p_{t+4}) + c_1 \tilde{z}_t + c_2 \tilde{z}_{t-4} + c_3 \Delta_4 pim_t + c_4 \Delta_4 pim_{t-4} + c_0 + \varepsilon_t^\pi$			
Quartalsdaten, Schätzzeitraum 1990:1 – 1999:4, Schätzmethode Two Stage Least Squares ¹⁾ , Newey-West-Korrektur der Standardfehler ²⁾			
	Deutschland	Frankreich	Italien
c ₁	-	-	0.46*** (0.15)
c ₂	0.21*** (0.02)	0.25*** (0.04)	-
c ₃	0.06*** (0.02)	0.12*** (0.04)	0.07** (0.03)
c ₄	-	0.09*** (0.03)	0.07** (0.03)
c ₀	-0.36*** (0.10)	0.06 (0.15)	0.28** (0.13)
R ² _{bar} ³⁾	0.89	0.83	0.88
AC(1) ⁴⁾	0.45	0.48	0.60
AC(5) ⁴⁾	-0.09	-0.16	-0.32
Gültigkeit der Koeffizientenrestriktion, P-Werte	0.28	0.31	0.74
Test der überidentifizierenden Restriktionen, P-Werte ⁵⁾	0.55	0.63	0.90
***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-Niveau; Werte in Klammern geben die HAC-konsistenten Standardfehler an.			
1) Als Instrumente werden verzögerte Werte der endogenen und der erklärenden Variablen verwendet. 2) Wird durchgeführt, weil die Diskrepanz zwischen der Datenfrequenz und dem Zeithorizont der endogenen Variablen Autokorrelation erster bis maximal vierter Ordnung verursachen kann. 3) Korrigiertes Bestimmtheitsmaß. 4) Autokorrelationskoeffizient erster und fünfter Ordnung (Standardfehler nach Bartlett = 1/√T, d.h. bei 40 Beobachtungen 0.16). 5) Test auf Orthogonalität der Residuen gegenüber den verwendeten Instrumenten, p-Werte.			

reich erst mit einer Verzögerung von einem Jahr auf Änderungen der Outputlücke, während ein entsprechender Anstieg oder Rückgang der Kapazitätsauslastung in Italien seine Hauptwirkung auf die Inflation noch im gleichen Jahr entfaltet. Zudem ist die Punktschätzung des Koeffizienten c_1 mit 0.46 für Italien erheblich höher als die entsprechenden Werte des Koeffizienten c_2 für Deutschland und Frankreich, die bei 0.21 bzw. 0.25 liegen. Die Änderungsrate der Importpreise hat überall den erwarteten positiven Einfluß auf die Inflation. Im Hinblick auf die Stärke und die zeitliche Verzögerung dieses Effekts zeigen sich auch hier gewisse nationale Unterschiede.

III.3.2. Schätzergebnisse auf Basis der EU-Umfragedaten

Um die Sensitivität der Ergebnisse gegenüber den verwendeten Umfragedaten zu überprüfen, wurden die Schätzungen noch einmal für die aus der EU-Umfrage berechneten Preisänderungserwartungen wiederholt. Im Hinblick auf das Lohnkontrakt-Modell kann argumentiert werden, dass diese Daten die Einschätzung der künftigen Preisentwicklung durch die privaten Haushalte reflektieren, die letztlich die Arbeitsangebotsentscheidungen treffen.

Tabelle 5 fasst die Schätzergebnisse für die aus den EU-Umfragedaten berechneten Inflationserwartungen, $E_t\pi_{t+12}(\text{act})$, zusammen. Dabei sind neben den Ergebnissen für die drei „großen“ Länder auch die Resultate für Spanien und die Niederlande angegeben. Mit korrigierten Bestimmungsmaßen von über 90 % fällt der Erklärungsgehalt der geschätzten Gleichungen erneut sehr hoch aus. Allerdings beruht dieses Ergebnis fast ausschließlich auf der engen Beziehung zwischen der aktuellen und der erwarteten Preisentwicklung. Der Koeffizient der verzögerten Inflation, δ_2 , erweist sich zwar in OLS-Schätzungen für Italien, Spanien und die Niederlande als signifikant (im Falle der Niederlande allerdings mit negativem Vorzeichen), in den entsprechenden IV-Schätzungen lässt er sich jedoch problemlos auf null restringieren.

Die Unterschiede zwischen den OLS-Schätzungen und den IV-Schätzungen deuten darauf hin, dass zwischen den kontemporären erklärenden Variablen und dem Störterm eine Korrelation besteht, die eine Instrumentierung der betreffenden Variablen erforderlich macht.⁴³ Eine mögliche Ursache für dieses Endogenitätsproblem könnte darin liegen, dass die Einschätzung der künftigen Preisentwicklung durch die befragten Haushalte ihrerseits stark von der aktuellen Preisentwicklung abhängt (siehe dazu Kapitel IV). Die enge Beziehung zwischen diesen beiden Variablen könnte auch dafür verantwortlich sein, dass die Koeffi-

⁴³ Gegen eine Verzerrung der Schätzergebnisse durch Fehler bei der Erhebung bzw. Umrechnung der Umfragedaten spricht, dass die verwendeten Instrumente, zu denen auch die verzögerte Erwartungsvariable gehört, den Test der überidentifizierenden Restriktionen bestehen.

zienten der anderen erklärenden Variablen in vielen Fällen insignifikant sind. Folgt man den Ergebnissen der IV-Schätzungen, so ist der Einfluss der Outputgapvariablen auf die laufende Inflation nur in den Schätzgleichungen für Italien und die Niederlande signifikant, jedoch nicht mit dem erwarteten positiven, sondern mit negativem Vorzeichen. Ferner lässt sich nur für Deutschland und Italien ein signifikanter Einfluss der (realen) Importpreise auf die Konsumentenpreise nachweisen.

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass die präsentierten Schätzergebnisse die Bedeutung der Inflationserwartungen für die laufende Inflation unterstreichen. Dagegen läßt sich kein signifikanter Einfluss der um ein Jahr verzögerten Teuerungsrate auf die aktuelle Preisentwicklung feststellen. Die hier präsentierte Evidenz spricht somit eher gegen die von Fuh-
rer/Moore und anderen vertretene Hypothese, dass die verzögerte Inflation eine eigenständige, von der Erwartungsbildung unabhängige Rolle im Inflationsprozeß spielt. Sie deutet vielmehr darauf hin, dass die Ursache für Inflationspersistenz weniger in der Bedeutung relativer Reallöhne für die Lohnfindung als vielmehr in einer unvollständig „rationalen“ Erwartungsbildung zu suchen ist. Diese Vermutung lässt sich ihrerseits mit Hilfe der vorliegenden Umfragedaten überprüfen.

Tabelle 5: Schätzergebnisse auf Basis der EU Survey-Daten (act)

Schätzgleichung								
$\pi_t = \delta_1 E_t^s \pi_{t+4} + \delta_2 \pi_{t-4} + c_1 \tilde{z}_t + c_2 \tilde{z}_{t-4} + c_3 \Delta_4 pim_t + c_4 \Delta_4 pim_{t-4} + c_0 + \varepsilon_t^\pi$								
Schätzzeitraum 1990:1 bis 1999:4, Schätzmethode OLS/TSLS, Newey-West-Korrektur der Standardfehler ¹⁾								
	OLS				TSLS ²⁾			
	DE	FR	IT	EMU-3	DE	FR	IT	EMU-3
δ_1	0.88*** (0.05)	0.92*** (0.11)	0.66*** (0.05)	0.86*** (0.07)	0.88*** (0.08)	1.08*** (0.09)	0.82*** (0.03)	0.97*** (0.06)
δ_2	-	-	0.21*** (0.07)	-	-	-	-	-
c_1	0.00 (0.02)	-0.11*** (0.04)	0.28*** (0.09)	0.01 (0.04)	0.00 (0.04)	-0.07 (0.04)	0.15 (0.11)	-0.08 (0.05)
c_2	0.05** (0.02)	0.17** (0.07)	-0.28*** (0.07)	0.09* (0.05)	0.03 (0.02)	0.06 (0.06)	-0.27*** (0.07)	0.03 (0.05)
c_3	0.04*** (0.01)	0.01 (0.02)	0.04*** (0.02)	0.07*** (0.01)	0.03** (0.01)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.05** (0.02)
c_4	0.01 (0.01)	0.03 (0.03)	0.04*** (0.01)	0.08*** (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.02)	0.04** (0.02)	0.05* (0.03)
c_0	0.41*** (0.09)	0.62*** (0.16)	0.58*** (0.10)	0.78*** (0.17)	0.36*** (0.12)	0.34*** (0.10)	0.89*** (0.13)	0.48*** (0.17)
R2bar ³⁾	0.98	0.92	0.96	0.98	0.98	0.91	0.96	0.97
AC(1) ⁴⁾	0.24	0.15	0.49	0.15	0.28	0.20	0.52	0.18
AC(5) ⁴⁾	-0.00	0.01	-0.42	-0.22	-0.04	-0.09	-0.16	-0.27
Restrikt., P-Werte	0.68	0.55	-	0.65	0.47	0.14	0.18	0.94
Überid., P-Werte ⁵⁾					0.42	0.35	0.33	0.98

***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-Niveau; Werte in Klammern geben die HAC-konsistenten Standardfehler an.

1) Wird durchgeführt, weil die Diskrepanz zwischen der Datenfrequenz und dem Zeithorizont der endogenen Variablen Autokorrelation erster bis maximal vierter Ordnung verursachen kann. 2) Als Instrumente werden verzögerte Werte der erklärenden Variablen verwendet 3) Korrigiertes Bestimmtheitsmaß. 4) Autokorrelationskoeffizient erster und fünfter Ordnung (Standardfehler nach Bartlett =1/√T, d.h. bei 40 Beobachtungen 0.16). 5) Test auf Orthogonalität der Residuen gegenüber den verwendeten Instrumenten, vgl. Davidson/MacKinnon (1993), S. 235f..

IV. Determinanten der Inflationserwartungen

IV.1. Alternative Modelle der Erwartungsbildung

Die in Kapitel 3 präsentierten Schätzungen stützen die Vermutung, dass die Inflationserwartungen des privaten Sektors eine wichtige Determinante der laufenden Inflation darstellen. Damit rückt die Frage in den Mittelpunkt, an welchen Bestimmungsgrößen sich die Marktteilnehmer bei der Erwartungsbildung orientieren. Diese Frage ist nicht nur von theoretischem Interesse, sondern hat auch wichtige Implikationen für die praktische Geldpolitik. Gelingt es der Zentralbank nämlich nicht, die Inflationserwartungen auf dem angestrebten niedrigen Niveau zu verankern, so muss sie den „überschießenden“ Erwartungen durch eine entsprechend restriktive Politik begegnen. Die damit verbundenen realen Kosten in Form von Produktions- und Beschäftigungseinbußen gefährden dann ihrerseits die Akzeptanz einer auf Preisstabilität ausgerichteten Geldpolitik.⁴⁴

Das Spektrum der in der Literatur diskutierten Erwartungsbildungsmodelle reicht von einfachen, rein rückwärtsgerichteten „Faust“-regeln über die explizite Modellierung von Lernprozessen bis hin zur Hypothese vollständig rationaler Erwartungen.⁴⁵ Zu den bekanntesten Faustregeln zählen die Hypothese adaptiver Erwartungen und das extrapolative Erwartungsbildungsmodell. Der Schwachpunkt dieser Ansätze liegt in der Annahme, dass zur Erwartungsbildung nur die vergangene Preisentwicklung und frühere Prognosefehler herangezogen, andere Einflußgrößen und Zusammenhänge aber vernachlässigt werden, wodurch systematische Fehler auftreten können. Dagegen unterstellt Muth in seiner Definition „rationaler“ Erwartungen, dass die subjektiven Erwartungen der Wirtschaftssubjekte mit den Vorhersagen der relevanten ökonomischen Theorie übereinstimmen.⁴⁶ Ein wesentliches Kennzeichen Muth-rationaler Erwartungen ist folglich, dass den Wirtschaftsakteuren keine systematischen Fehler unterlaufen.

Die Annahme, dass die Wirtschaftssubjekte vollständige Kenntnis über die Wirkungszusammenhänge besitzen, stellt sicherlich einen Extremfall dar, der sich außerhalb eines über lange Zeit ungestörten Gleichgewichtszustands kaum aufrechterhalten läßt.⁴⁷ Viele Kritiker haben auf die Bedeutung von Informationsproblemen hingewiesen und die Notwendigkeit betont, die Kosten der Erstellung optimaler Prognosen zu berücksichtigen sowie Lernprozesse explizit zu modellieren.⁴⁸ Dennoch hat sich die Hypothese rationaler Erwartungen in

⁴⁴ Dieser Zusammenhang wird auch als „Erwartungsfalle“ bezeichnet. Siehe hierzu Christiano/Gust (2000).

⁴⁵ Siehe hierzu Pesaran (1989), Kapitel 2 und 3.

⁴⁶ In Muths eigenen Worten: „Expectations, since they are informed predictions of future events, are essentially the same as the predictions of the relevant economic theory.“ Muth (1961), S. 316.

⁴⁷ Vgl. Pesaran (1989), S. 2.

⁴⁸ Stellvertretend seien hier nur Akerlof/Yellen (1985a/b, 1987), Pesaran (1989), Ball (1991) sowie Evans/Honkapohja (2000) genannt.

der makroökonomischen Theorie gegen alle anderen Erwartungsbildungsmodelle durchgesetzt.

IV.2. Tests auf Unverzerrtheit und Informationseffizienz der Befragungsdaten

Die Popularität der rationalen Erwartungshypothese hat eine ganze Reihe von Autoren dazu veranlaßt, ihre Gültigkeit mit Hilfe von Umfragedaten zu testen.⁴⁹ Die durchgeführten Tests knüpfen an bestimmte Eigenschaften der Erwartungsfehler an, die bei rationalen Erwartungen erfüllt sein müssen. So folgt aus der Definition von Muth erstens, dass die Erwartungsfehler $\eta_t = \pi_t - E_{t-j}\pi_t$ einen Mittelwert von null aufweisen müssen, und zweitens, dass die Erwartungsfehler nicht mit Variablen aus der zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung verfügbaren Informationsmenge Ω_{t-j} korreliert sein dürfen:

$$(7a) \quad E(\eta_t) = 0 \quad (\text{Kriterium der Unverzerrtheit})$$

$$(7b) \quad E(\eta_t | \Omega_{t-j}) = 0 \quad (\text{Kriterium der Orthogonalität})$$

Die Eigenschaft der Unverzerrtheit lässt sich mit Hilfe eines einfachen Tests überprüfen, bei dem der Prognosefehler auf eine Konstante regressiert wird.⁵⁰

$$(8) \quad \pi_t - E_{t-4}\pi_t = c_0 + \varepsilon_t$$

Ist die Konstante c_0 signifikant von null verschieden, so muss die Nullhypothese der Unverzerrtheit abgelehnt werden. Tabelle 6 fasst die Ergebnisse des Tests auf Unverzerrtheit für die Consensus Forecasts und die aus der EU-Verbraucherumfrage berechneten Preiserwartungen zusammen. Demnach lässt sich die Nullhypothese der Unverzerrtheit auf dem 5%-Niveau lediglich für die in Frankreich erhobenen Expertenprognosen ablehnen. Die Konsensprognose der befragten Deutschlandexperten weisen ebenfalls eine gewisse Verzerrung auf, die jedoch nur auf dem 10%-Niveau signifikant ist. Im Gegensatz zum mittleren Prognosefehler der Frankreichexperten war der durchschnittliche Erwartungsfehler der befragten französischen Haushalte im Beobachtungszeitraum größer als null, was darauf hindeutet, dass die befragten Verbraucher den gemessenen Preisanstieg eher unter- als überschätzt haben. Bei dieser Verzerrung könnte es sich allerdings auch um einen Messfehler handeln, der daraus resultiert, dass die französischen Verbraucher nach ihren Erwartungen für die „kommenden Monate“ gefragt werden, ohne dass der Prognosehorizont näher definiert wird.

⁴⁹ Am weitest häufigsten dürften die US-amerikanischen Livingston- und Michigan-Reihen untersucht worden sein, die auf den Angaben eines Panels von U.S.-Ökonomen bzw. einer Zufallsstichprobe amerikanischer Verbraucher beruhen und bis 1946 bzw. 1948 zurückreichen. Siehe Roberts (1997), Croushore (1998), Grant/Thomas (1999) und die dort zitierten älteren Studien.

⁵⁰ Siehe hierzu Holden/Peel (1990), S. 124.

Tab. 6: Test auf Unverzerrtheit der Prognosefehler

Schätzgleichung: $\pi_t - E_{t-4}^s \pi_t = c_0 + \varepsilon_t$			
Schätzzeitraum 1991:1 bis 2000:4, Schätzmethode OLS, Newey-West-Korrektur der Standardfehler ¹⁾			
	Deutschland	Frankreich	Italien
	<i>Consensus Forecasts</i>		
c ₀	-0.32* (0.18)	-0.51*** (0.14)	-0.21 (0.24)
c ₀ =0, P-Werte	0.09	0.00	0.39
	<i>Preiserwartungen gemäß EU-Verbraucherumfrage</i>		
c ₀	0.00 (0.24)	0.30* (0.15)	-0.30 (0.36)
c ₀ =0, P-Werte	0.997	0.05	0.41
***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-Niveau; Werte in Klammern geben die HAC-konsistenten Standardfehler an.			
1) Wird durchgeführt, da die Überlappung der Prognosefehler Autokorrelation der Residuen bis maximal vierter Ordnung verursacht..			

Das Kriterium der Unverzerrtheit stellt allerdings nur eine notwendige Bedingung für die Rationalität der Erwartungen im Sinne von Muth dar. Das zweite und strengere Kriterium, die effiziente Nutzung aller zum Zeitpunkt der Prognose verfügbaren Informationen, läßt sich überprüfen, indem die Prognosefehler auf verschiedene, im Zusammenhang mit der Inflationsprognose relevante Variablen aus der Informationsmenge $\Omega_{t,j}$ regressiert werden:

$$(8) \quad \pi_t - E_{t-4} \pi_t = \beta x_{t-5} + \varepsilon_t$$

Ist β signifikant von null verschieden, so muß die Nullhypothese der Informationseffizienz abgelehnt werden. Dabei ist allerdings darauf zu achten, dass der Vektor x nur Variablen enthält, die den Befragten zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung auch tatsächlich zur Verfügung standen (so genannte "Echtzeit-Daten"). Zeitreihen, die nach der ersten Veröffentlichung noch größeren Revisionen unterliegen, wie beispielsweise die Industrieproduktion oder das Bruttoinlandsprodukt, scheiden folglich aus (es sei denn, dass die Echtzeit-Daten noch verfügbar sind).

Als Elemente des Vektors x werden hier die (unrevidierten) Arbeitslosenquoten in der jeweiligen nationalen Abgrenzung, die Dreimonatssätze an den nationalen Geldmärkten sowie die Änderungsraten der nationalen Konsumentenpreisindizes verwendet. Alle drei Va-

riablen werden als Änderungen bzw. Änderungsraten gegenüber dem Vorjahr formuliert. Da möglicherweise auch weiter zurückliegende Werte dieser Variablen für die künftige Preisentwicklung relevante Informationen enthalten, werden neben den aktuellsten zum Zeitpunkt der Prognose verfügbaren Werten auch noch die entsprechenden Vorjahreswerte in die Schätzgleichung aufgenommen.

Tab. 7: Test auf Orthogonalität der Prognosefehler gegenüber ausgewählten Informationsvariablen

Schätzgleichung: $\pi_t - E_{t-4}^s \pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-5} + \beta_2 \pi_{t-9} + \beta_3 \Delta_4 alq_{t-5} + \beta_4 \Delta_4 alq_{t-9} + \beta_5 \Delta_4 dms_{t-5} + \beta_6 \Delta_4 dms_{t-9} + \varepsilon_t$ Schätzzeitraum 1991:1 bis 2000:4, Schätzmethode OLS, Newey-West-Korrektur der Standardfehler			
	Deutschland	Frankreich	Italien
	<i>Consensus Forecasts</i>		
$\beta=0$, P-Werte	0.00	0.00	0.00
	<i>Preiserwartungen gemäß EU-Verbraucherumfrage</i>		
$\beta=0$, P-Werte	0.00	0.046	0.00
***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-Niveau; Werte in Klammern geben die HAC-konsistenten Standardfehler an. 1) Wird durchgeführt, da die Überlappung der Prognosefehler Autokorrelation der Resideuen bis maximal vierter Ordnung verursacht.			

Wie die in Tab. 7 zusammengefassten Ergebnisse der Orthogonalitätstests zeigen, muss die Nullhypothese effizienter Erwartungsbildung auf dem 5%-Niveau in allen Fällen abgelehnt werden. Insgesamt deuten die Testergebnisse darauf hin, dass zumindest ein Teil der befragten Experten bzw. der befragten Haushalte nicht alle zum Zeitpunkt der Prognose verfügbaren Informationen effizient genutzt haben. Dieses Ergebnis liegt auf einer Linie mit den Resultaten einer ganzen Reihe anderer empirischer Untersuchungen, die ebenfalls Anzeichen für eine Verletzung der Nullhypothese Muth-rationaler Erwartungen finden.⁵¹

IV.3. Formulierung eines Modells teils rationaler, teils adaptiver Erwartungen

Damit stellt sich die Frage, auf welche Weise der Erwartungsbildungsprozeß der befragten Experten und Haushalte vom theoretischen Idealfall vollständig rationaler Erwartungen abweicht. Im Kontext des in Kapitel 3 untersuchten Inflationsmodells haben einige Autoren in jüngerer Zeit die Vermutung geäußert, dass nur ein Teil der Akteure im statistischen

⁵¹ So zum Beispiel die Untersuchungen von Baghestani (1992), Batchelor/Dua (1989) und Roberts (1997).

Sinne optimale Prognosen erstellt, während die anderen sich an einfachen, rein rückwärtsgerichteten Daumenregeln orientieren.⁵² Diese Überlegung knüpft an die von Akerlof/Yellen (1985a) vertretene These an, dass der zusätzliche Nutzen optimaler Prognosen gegenüber einer adaptiven Anpassung der Erwartungen für viele Marktteilnehmer eher gering sein dürfte. Trifft dies zu, so können adaptive Erwartungen "near-rational" sein bzw. zumindest für jene Akteure vollständig rational, bei denen die Kosten der Informationsbeschaffung und -verarbeitung den zusätzlichen Nutzen optimaler Prognosen übertreffen.⁵³

Verhaltensunterschiede dieser Art lassen sich durch ein Erwartungsbildungsmodell abbilden, das sowohl ein vorwärtsgerichtetes "rationales" Element als auch ein rückwärtsgerichtetes Element in Form einer adaptiven Korrektur der Erwartungen um die in der Vergangenheit gemachten Erwartungsfehler enthält:

$$(9) \quad E_t \pi_{t+4} = c_1 E_t^m \pi_{t+4} + (1 - c_1)(E_{t-4} \pi_t + c_2 (\pi_t - E_{t-4} \pi_t))$$

$E_t^m \pi_{t+4}$ steht hier für den "rationalen" (mathematischen) Erwartungswert der künftigen Inflation. Der Parameter c_2 misst die Geschwindigkeit der Fehlerkorrektur.

Die empirische Relevanz dieses Modells und das relative Gewicht der einzelnen Elemente lassen sich mit Hilfe der vorliegenden Umfragedaten überprüfen. Geht man realistischerweise davon aus, dass die Teuerungsrate der laufenden Periode zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung noch nicht bekannt ist, so müssen die verzögerte endogene Variable und der Prognosefehler für die empirische Überprüfung um eine Periode zurück datiert werden:

$$(9a) \quad E_t^s \pi_{t+4} = c_1 E_t^m \pi_{t+4} + (1 - c_1)(E_{t-5}^s \pi_{t-1} + c_2 (\pi_{t-1} - E_{t-5}^s \pi_{t-1})) + \varepsilon_t^s$$

Der „rationale“ Erwartungswert, $E_t^m \pi_{t+4}$, kann in Anlehnung an das von McCallum (1976) vorgeschlagene Verfahren durch die in $t+4$ realisierte Inflation abzüglich eines Erwartungsfehlers v_{t+4} ersetzt werden:

$$(9b) \quad E_t^s \pi_{t+4} = c_1 \pi_{t+4} + (1 - c_1)(E_{t-5}^s \pi_{t-1} + c_2 (\pi_{t-1} - E_{t-5}^s \pi_{t-1})) + \varepsilon_t^s - c_1 v_{t+4}$$

Die Erweiterung des Störterms um den Erwartungsfehler v_{t+4} stellt allerdings eine zusätzliche Fehlerquelle dar, die sich negativ auf die Schätzgenauigkeit auswirken kann. Um zu

⁵² So bei Roberts (1997, 1998) und Gali/Gertler (2000).

⁵³ Vgl. Akerlof/Yellen (1985a). Zur wahrscheinlichen Größenordnung der Verluste siehe Haltiwanger/Waldman (1989) sowie den Aufsatz von Naish (1993), der auch numerische Beispiele enthält.

verhindern, dass die Korrelation zwischen der in $t+4$ realisierten Inflation und dem Störterm die Schätzergebnisse verzerrt, muß die künftige Inflation bei den Schätzungen durch geeignete Variablen instrumentiert werden. Da der Erwartungsfehler v_{t+4} definitionsgemäß mit allen in t oder davor bereits bekannten Informationen unkorreliert ist, kommen als Instrumente grundsätzlich alle auf $t-1$ oder früher datierten Variablen in Frage. Üblicherweise wird dabei in erster Linie auf verzögerte Werte der anderen erklärenden Variablen zurückgegriffen. Da die Umfragedaten möglicherweise selbst einem Messfehlerproblem unterliegen, werden im folgenden nur verzögerte Werte der Preissteigerungsrate π als Instrumente verwendet. Die Ergebnisse eines Tests auf Orthogonalität der Residuen gegenüber den verwendeten Instrumenten werden in den Tabellen jeweils gesondert ausgewiesen.

IV.4. Interpretation der Schätzergebnisse

Tabelle 8 faßt die Schätzergebnisse für die Consensus Forecasts zusammen. Der Erklärungsgehalt des Ansatzes fällt mit korrigierten Bestimmtheitsmaßen zwischen 0.80 und 0.89 sehr zufriedenstellend aus. Der Koeffizient der in $t+4$ realisierten Inflation, c_1 , erweist sich in allen Fällen als signifikant (im Falle der Prognosen für Frankreich allerdings nur auf dem 10%-Niveau), wobei die geschätzten Werte zwischen 0.47 und 0.13 liegen. Die Hypothese rein rückwärtsgerichteter Erwartungen ($c_1=0$) muß folglich ebenso abgelehnt werden wie die Hypothese rein vorwärtsgerichteter Erwartungen ($c_1=1$). Dieses Ergebnis kann als Indiz dafür gewertet werden, dass die befragten Experten sich bei der Erwartungsbildung einerseits an der vergangenen Preisentwicklung und früheren Prognosen orientieren, andererseits jedoch auch darüber hinausgehende Informationen in ihr Kalkül einbeziehen.

Die Schätzwerte für den Koeffizienten c_2 , der das Ausmaß der Fehlerkorrektur angibt, weisen das erwartete positive Vorzeichen auf, liegen jedoch mit Werten zwischen 0.24 und 0.88 relativ weit auseinander. Demnach haben sich die befragten Italienexperten bei ihren Prognosen wesentlich stärker an der aktuellen Teuerungsrate orientiert als die befragten Deutschlandexperten. Dagegen zeichnen sich die Consensus Forecasts für Deutschland und Frankreich durch ein relativ hohes Gewicht der in der Vergangenheit abgegebenen Prognosen aus, was dahingehend interpretiert werden kann, dass die befragten Experten ihre Einschätzung nur graduell an neue Informationen anpassen. Ein „rationaler“ Grund dafür kann in der beträchtlichen Unsicherheit liegen, die in aller Regel hinsichtlich der Zuverlässigkeit der verfügbaren Daten und der verwendeten Prognosemodelle besteht.⁵⁴

⁵⁴ Siehe hierzu Deutsche Bundesbank (1998), S. 59. Sill/Wrase (1999) formulieren ein Modell, in dem die verzögerte Anpassung der Erwartungen endogen als Folge eines Bayesianischen Lernprozesses über das herrschende geldpolitische Regime auftritt.

Tabelle 8: Schätzergebnisse auf Basis der Consensus Forecasts

Schätzgleichung				
$E_t^s \Delta_4 p_{t+4} = c_1 \Delta_4 p_{t+4} + (1 - c_1) [E_{t-5}^s \Delta_4 p_{t-1} + c_2 (\Delta_4 p_{t-1} - E_{t-5}^s \Delta_4 p_{t-1})] + \varepsilon_t^s$				
Quartalsdaten, Schätzzeitraum 1991:1 – 1999:4, Schätzmethode Two Stage Least Squares ¹⁾ , Newey-West-Korrektur der Standardfehler ²⁾				
	DE	FR	IT	EMU-3
Anteil des vorwärtsgerichteten Elements (c_1)	0.32*** (0.11)	0.13* (0.08)	0.47*** (0.08)	0.40*** (0.13)
Anteil des rückwärtsgerichteten Elements ($1-c_1$)	0.68*** (0.11)	0.87*** (0.08)	0.53*** (0.08)	0.60*** (0.13)
Ausmaß der Fehlerkorrektur (c_2)	0.24* (0.13)	0.30*** (0.07)	0.88*** (0.28)	0.41** (0.20)
R ² bar	0.80	0.86	0.87	0.89
AC(1) ³⁾	0.77	0.64	0.66	0.72
AC(5) ³⁾	-0.38	-0.71	-0.51	-0.62
AC(9) ³⁾	0.24	0.29	0.19	0.37
Test der überidentifizierenden Restriktionen, P-Werte ⁴⁾	0.42	0.22	0.30	0.88
<p>***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-Niveau; Werte in Klammern geben die HAC-konsistenten Standardfehler an (Newey-West-Methode).</p> <p>1) Als Instrumente werden verzögerte Werte (bis zu 12 lags) der erklärenden Variablen verwendet. 2) Die Newey-West-Korrektur wird durchgeführt, weil die Datenstruktur Autokorrelation erster bis maximal achter Ordnung verursachen kann. 3) Der Standardfehler beträgt nach Bartlett $1/\sqrt{T}$, d. h. bei 36 Beobachtungen 0.17. 4) Test auf Orthogonalität der Residuen gegenüber den verwendeten Instrumenten; vgl. Davidson/McKinnon (1993), S. 235f.</p>				

Wie ein Blick auf Tabelle 9 zeigt, fallen die Ergebnisse für die EU-Umfragedaten eher noch heterogener aus für die Consensus Forecasts. So nimmt der Koeffizient des zukunftsorientierten Elements, c_1 , nur in den Schätzgleichungen für die Erwartungsbildung der befragten deutschen, französischen und spanischen Haushalte einen signifikant positiven Wert an, mit Schätzwerten zwischen 0.22 und 0.42. Dagegen kann die Nullhypothese rein rückwärtsgerichteter Erwartungen für die befragten italienischen und niederländischen Verbraucher nicht abgelehnt werden. Hinzu kommt, dass sich in den Schätzgleichungen für die in Frankreich und Spanien erhobenen Daten eine Konstante als hochsignifikant erweist, was darauf hindeutet, dass entweder ein Messfehler im Niveau der Erwartungsvari-

ablen vorliegt (der beispielsweise im Umrechnungsverfahren begründet sein könnte) oder dass das formulierte Modell den Erwartungsbildungsprozess der befragten Haushalte nicht vollständig erfasst.

Tabelle 9: Schätzergebnisse auf Basis der Verbraucher-Preiserwartungen

Schätzgleichung				
$E_t^s \Delta_4 p_{t+4} = c_1 \Delta_4 p_{t+4} + (1-c_1)[E_{t-5}^s \Delta_4 p_{t-1} + c_2 (\Delta_4 p_{t-1} - E_{t-5}^s \Delta_4 p_{t-1})] + \varepsilon_t^s$				
Quartalsdaten, Schätzzeitraum 1991:1 – 1999:4, Schätzmethode Two Stage Least Squares ¹⁾ , Newey-West-Korrektur der Standardfehler ²⁾				
	DE	FR	IT	EMU-3
Anteil des vorwärtsgerichteten Elements (c_1)	0.22** (0.08)	0.30*** (0.10)	-	-
Anteil des rückwärtsgerichteten Elements ($1-c_1$)	0.78*** (0.08)	0.70*** (0.10)	1.00	1.00
Ausmaß der Fehlerkorrektur (c_2)	1.18*** (0.14)	1.01*** (0.16)	0.93*** (0.18)	0.90*** (0.19)
Konstante c_0	-	-0.45*** (0.05)	-	-0.31** (0.12)
R2bar	0.90	0.86	0.83	0.91
AC(1) ⁴⁾	-0.14	0.15	0.81	0.55
AC(5) ⁴⁾	0.14	0.01	0.29	0.15
AC(9) ⁴⁾	-0.00	0.17	0.16	0.12
Test der überidentifizierenden Restriktionen, P-Werte ³⁾	0.24	0.25	0.28	0.21
<p>***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-Niveau; Werte in Klammern geben die HAC konsistenten Standardfehler an (Newey-West-Methode).</p> <p>1) Als Instrumente werden verzögerte Werte (bis zu 12 lags) der erklärenden Variablen verwendet. 2) Die Newey-West-Korrektur wird durchgeführt, weil die Datenstruktur Autokorrelation erster bis maximal achter Ordnung verursachen kann. 3) Test auf Orthogonalität der Residuen gegenüber den verwendeten Instrumenten; vgl. Davidson/McKinnon (1993), S. 235f. 4) Der Standardfehler beträgt nach Bartlett $1/\sqrt{T}$, d. h. bei 36 Beobachtungen 0.17.</p>				

Aus geldpolitischer Sicht ist der Nachweis eines vergangenheitsorientierten Elements in der Erwartungsbildung nicht zuletzt deshalb von Bedeutung, weil rückwärtsgerichtete Erwartungen die Wirkung monetärer Impulse auf die Güternachfrage und die Preise verzögern. Setzt man beispielsweise das für die Consensus Forecasts der Deutschland-Experten geschätzte Erwartungsbildungsmodell (Tab. 8):

$$(10a) \quad E_t^s(\Delta_4 p_{t+4}) = 0.32 \cdot E_t^m(\Delta_4 p_{t+4}) + 0.52 \cdot E_{t-5}^s(\Delta_4 p_{t-1}) + 0.16 \cdot \Delta_4 p_{t-1} + \varepsilon_t^s$$

in die für Deutschland geschätzte Inflationsgleichung (Tab. 4b) ein:

$$(10b) \quad \Delta_4 p_t = E_t^s(\Delta_4 p_{t+4}) + 0.21 \cdot \tilde{z}_{t-4} + 0.06 \cdot \Delta_4 pim_t^r + c_0 + \varepsilon_t^\pi$$

so erhält man nach einigen Umformungen die Gleichung:

$$(11) \quad \begin{aligned} \Delta_4 p_t &= 0.32 \cdot E_t^m(\Delta_4 p_{t+4}) + 0.16 \cdot \Delta_4 p_{t-1} + 0.52 \cdot \Delta_4 p_{t-5} + 0.10 \cdot \tilde{z}_{t-4} \\ &+ 0.11 \cdot (\tilde{z}_{t-4} - \tilde{z}_{t-9}) + 0.03 \cdot \Delta_4 pim_t^r + 0.03 \cdot (\Delta_4 pim_t^r - \Delta_4 pim_{t-5}^r) \\ &+ c_0 + (\varepsilon_t^\pi - 0.52 \cdot \varepsilon_{t-5}^\pi) + \varepsilon_t^s \end{aligned}$$

Wie dieses Beispiel zeigt, führen rückwärtsgerichtete Elemente in der Erwartungsbildung dazu, dass auch ein glaubwürdig angekündigter Disinflationpfad sich nicht ohne eine Geldpolitik durchsetzen lässt, die die Produktion für eine gewisse Zeit unter das Produktionspotential senkt.

V. Zusammenfassung und Ausblick

Ingesamt ist festzustellen, dass die hier verwendeten Umfragedaten, insbesondere die Consensus Forecasts, sich als vielversprechendes Instrument zur Analyse des Inflationsprozesses sowie zur Überprüfung alternativer Erwartungsbildungshypothesen erweisen. Zwar lässt sich grundsätzlich nicht ausschließen, dass die gemessenen von den „wahren“ Inflationserwartungen der Befragten abweichen. Die im Rahmen der Instrumentvariablen-Schätzungen durchgeführten Tests liefern jedoch keine Hinweise auf die Existenz eines nennenswerten Meßfehlerproblems. Allerdings wird die Zuverlässigkeit der Schätzergebnisse durch den relativ kurzen Beobachtungszeitraum eingeschränkt. Dies gilt insbesondere für die Consensus Forecasts, die erst seit Herbst 1989 erhoben werden. Die erzielten Resultate können aber durchaus als erste Hinweise für die Beziehung zwischen Inflation und Inflationserwartungen sowie für die Struktur der Erwartungsbildung in den betrachteten Ländern verstanden werden.

Die präsentierten Schätzungen des neukeynesianischen Inflationsmodells unterstreichen die Bedeutung der Inflationserwartungen für die kurz- bis mittelfristige Entwicklung der Konsumentenpreise. Werden die Consensus Forecasts als Messgröße für die erwartete Preisentwicklung verwendet, so erweisen sich auch die Produktionslücke und die Importpreise als wichtige Bestimmungsgrößen der aktuellen Teuerungsrate. Dagegen ist der Koeffizient der um ein Jahr verzögerten Inflationsrate weder in den Schätzungen auf Basis der Consensus Forecasts noch bei Verwendung der EU-Umfragedaten signifikant von null verschieden. Dieses Ergebnis legt den Schluß nahe, dass die Ursache für Inflationspersistenz hauptsächlich bzw. ausschließlich in rückwärtsgerichteten Elementen der Erwartungsbildung zu suchen ist.

Im letzten Teil der Arbeit wird deshalb ein Modell teils rationaler, teils adaptiver Erwartungen formuliert und mit Hilfe der vorliegenden Umfragedaten geschätzt. Dabei erweisen sich sowohl das vorwärtsgerichtete „rationale“ als auch das rückwärtsgerichtete adaptive Element als signifikant, wobei das relative Gewicht des adaptiven Elements in allen Fällen näher bei eins als bei null liegt. Die Schätzergebnisse bestätigen folglich die von Akerlof/Yellen (1985) und anderen geäußerte Vermutung, dass viele Marktteilnehmer sich bei der Erwartungsbildung auf einfache, rein rückwärtsgerichtete Faustregeln stützen. Berücksichtigt man die Kosten der Informationsbeschaffung und die Unsicherheit über die Zuverlässigkeit verfügbarer Informationen, so kann ein solches Verhalten selbst für professionelle Prognostiker durchaus „rational“ sein.

Aus geldpolitischer Sicht ist der Nachweis rückwärtsgerichteter Elemente in der Erwartungsbildung von Bedeutung, weil die damit verbundene Persistenz inflationärer Prozesse

ein frühes Erkennen und entsprechend rechtzeitiges Handeln der Notenbank erforderlich macht. Wie die Simulationsrechnungen von Batini/Haldane (1998) sowie Smets (2000) zeigen, ist der optimale Zeithorizont geldpolitischer Entscheidungen um so länger, je träger der Inflationsprozeß. Simulationsstudien, die auf Modellen mit rein vorwärtsgerichteten Erwartungen basieren, dürften folglich die Notwendigkeit eines vorausschauenden Verhaltens der Notenbank unterschätzen bzw. die Stabilsierungseigenschaften einfacher, rein rückwärtsgerichteter Politikregeln überschätzen.

Umgekehrt hat auch der Nachweis eines vorwärtsgerichteten Elements in der Erwartungsbildung wichtige Implikationen für die Geldpolitik. Verhält sich zumindest ein Teil der Marktakteure vorausschauend, so hängt die Effizienz geldpolitischer Maßnahmen nicht zuletzt von den Erwartungen dieser Akteure über die Ziele und den künftigen Kurs der Zentralbank ab. In einem solchen Umfeld muß die Zentralbank alles daran setzen, die Marktteilnehmer von ihrem Stabilitätswillen zu überzeugen. Eine zentrale Rolle kommt dabei der Definition des Endziels sowie der Bekanntgabe einer nachvollziehbaren geldpolitischen Strategie zu.

Anhang

Tab. A1: Fragen und Antwortkategorien der EU Verbraucherumfrage zur Preisentwicklung in Frankreich

Denken Sie, dass die Preise in den letzten sechs Monaten	Im Vergleich zur aktuellen Entwicklung, denken Sie, dass die Preise in den kommenden Monaten
<i>Stark gestiegen sind</i>	<i>Stärker steigen werden</i>
<i>Mittelmäßig gestiegen sind</i>	<i>gleich stark steigen werden</i>
<i>Etwas gestiegen sind</i>	<i>Weniger stark steigen werden</i>
<i>Kaum verändert sind</i>	<i>Stabil bleiben werden</i>
<i>Leicht gesunken sind</i>	<i>Leicht sinken werden</i>
<i>Weiß nicht</i>	<i>Weiß nicht</i>

Tab. A2: Fragen und Antwortkategorien der EU Verbraucherumfrage zur Preisentwicklung in Spanien

Würden Sie sagen, dass die Preise in den vergangenen zwölf Monaten	Denken Sie, dass die Preise in den nächsten zwölf Monaten im Vergleich zu heute
<i>Sehr stark gestiegen sind</i>	<i>Stärker steigen werden</i>
<i>Ziemlich gestiegen sind</i>	<i>Ziemlich stark steigen werden</i>
<i>Ein wenig gestiegen sind</i>	<i>Langsamer steigen werden</i>
<i>Stabil geblieben sind</i>	<i>Stabil bleiben werden</i>
<i>Etwas gefallen sind</i>	<i>Leicht fallen werden</i>
<i>Sie wissen es nicht</i>	<i>Sie wissen es nicht</i>

Literaturverzeichnis

- Akerlof, G. A. u. J. L. Yellen (1985a): A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, Supplement, S. 823-838.
- Akerlof, G. A. u. J. L. Yellen (1985b): Can Small Deviations from Rationality make Significant Differences to Economic Equilibria?, *American Economic Review*, Vol. 75 No. 4, S. 709-720.
- Akerlof, G. A. u. J. L. Yellen (1987): Rational Models of Irrational Behavior, *AEA Papers and Proceedings*, Mai 1987, S. 137-142.
- Ascari, G. u. J. A. Garcia (1999): Relative wage concern and the Keynesian contract multiplier, *EUI Working Paper ECO No. 99/5*.
- Assenmacher, W. (1998): Trend und Zyklus im Bruttoinlandsprodukt der Bundesrepublik Deutschland, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 217/5, S. 628-649.
- Ball, L. (1991): The Genesis of Inflation and the Costs of Disinflation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, No. 3, S. 439-452
- Ball, L. (1994): What determines the sacrifice ratio?, in Gregory Mankiw, ed., *Monetary Policy*, MIT Press.
- Ball, L. (1999): Efficient Rules for Monetary Policy, *International Finance* 2(1), 63-83.
- Baghestani, H. (1992): Survey evidence on the Muthian rationality of the inflation forecasts of U.S. consumers, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, S. 173-186.
- Batchelor, R. A. u. Dua, P. (1989): Household versus economist forecasts of inflation: A reassessment, *Journal of Money, Credit, and Banking* 21, S. 252-257.
- Batchelor, R.A. u. A.B. Orr (1988): Inflation Expectations Revisited, *Economica*, 55, 317-331.
- Batini, N. u. A. Haldane (1999): Forward-looking rules for monetary policy, *Bank of England Working Paper Nr. 91*.
- Begg, D. K. H. (1982): *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics*, Philip Allan, Oxford.
- Berk, J. M. (1997): Measuring Inflation Expectations: A Survey Data Approach, *DNB-Staff Report*, September 1997.
- Berk, J. M. (2000): Consumers' Inflation Expectations and Monetary Policy in Europe, unveröffentlichtes Manuskript.
- Bryan, M.F. u. W.T. Gavin (1986): Models of Inflation Expectations Formation: A Comparison of Household and Economist Forecasts, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 18, No. 4, 539-44.

- Buiter, W. H. u. I. Jewitt (1981): Staggered wage setting with real wage relativities: Variations on a theme of Taylor, *The Manchester School*, 49, S. 211-228, wiederabgedruckt in W. H. Buiter (Hrsg.), *Macroeconomic theory and stabilization policy*, Manchester, 1989.
- Calvo, G. A. (1983): Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-98.
- Carlson, J. A. u. Parkin, M. (1975): Inflation Expectations, *Economica*, Bd. 42, S. 123-137.
- Caskey, John (1985): Modelling the formation of price expectations: a Bayesian approach, *American Economic Review*, 75, 768-776.
- Cheung, Yin-Wong u. Menzie D. Chinn (1999): Are Macroeconomic Forecasts Informative? Cointegration Evidence from the ASA-NBER-Surveys, NBER Working Paper No. 6926.
- Christiano, L. J. u. C. Gust (2000): The expectations trap hypothesis, *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, Bd. 25, S.21-39.
- Clarida, R., J. Gali u. M. Gertler (1999): The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, NBER Working Paper No. 7147.
- Croushore, D. (1998): Evaluating Inflation Forecasts, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper No. 98-14.
- Consensus Economics: Consensus Forecasts – A Digest of International Economic Forecasts, London, verschiedene Ausgaben.
- Davidson, R. u. J. G. MacKinnon, (1993): *Estimation and Inference in Econometrics*, New York und Oxford.
- Deutsche Bundesbank (1998): Finanzmarktpreise als geldpolitische Indikatoren, Monatsbericht Juli 1998, S. 51-69.
- Europäische Zentralbank (2000): Geldpolitische Transmission im Euro-Währungsgebiet, Monatsbericht Juli 2000, S. 45-62.
- Evans, G. W. u. S. Honkapohja (2000): Expectations and the Stability Problem for Optimal Monetary Policies, Discussion paper 10/00, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank.
- Friedman, M. (1968): The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, Bd. 58, S. 1-17.
- Fuhrer, J. C. (1997): The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 3 (August).
- Fuhrer, J. C. u. G. Moore (1995): Inflation Persistence, *Quarterly Journal of Economics*, Bd. 110, Nr. 1, S. 127-159.
- Gali, J. u. M. Gertler (2000): Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, NBER Working Paper No. 7551.
- Goodfriend, Marvin u. Robert King (1997): The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, NBER Macroeconomics Annual.

- Gramlich, E. M. (1983): Models of Inflation Expectations Formation, *Journal of Money, Credit and Banking*, May 1983, 15, 155-73.
- Grant, A.P. u. L.B. Thomas: Inflationary Expectations and Rationality Revisited, *Economic Letters*, Vol. 62, Nr. 3, März 1999, S.331-338.
- Greene, W. H. (1997): *Econometric Analysis*, 3. Auflage, Prentice-Hall International, Inc.
- Haltiwanger, J. u. M. Waldman (1989): Limited Rationality and Strategic Complements: the Implications for Macroeconomics, *Quarterly Journal of Economics*, S. 463-483.
- Hansen, L.P. u. R. J. Hodrick (1980): Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis, *Journal of Political Economy* 88, 829-53.
- Holden, K. u. D. A. Peel (1990): On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts, *The Manchester School* Vol. LVIII No. 2, June 1990, 120-27.
- Keane, M. P. u. D. E. Runkle (1990): Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data, *American Economic Review*, Vol. 80, Nr. 4, S. 714 – 735.
- Keynes, J. M. (1936): *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York, Harcourt Brace.
- Lahiri, K. u. Dasgupta, S. (1992): A Comparative Study of Alternative Methods of Quantifying Qualitative Survey Responses using NAPM Data, *Journal of Business & Economic Statistics*, Bd. 10, Nr. 4, S. 391-400.
- Lamont, Owen (1995): *Macroeconomic Forecasts and Microeconomic Forecasters*, NBER Working Paper No. 5284.
- Lewis, Karen K. (1989): Changing beliefs and systematic rational forecast errors with evidence from foreign exchange, *American Economic Review*, 79, 621-36.
- Lucas, R.E., Jr. (1972): Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory* 4 (April), S.103-24.
- Lucas, R.E., Jr. (1973): Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs, *American Economic Review* 63 (Juni), 326-34.
- McCallum, B. T. (1976): Rational Expectations and the Estimation of Econometric Models: an Alternative Procedure, *International Economic Review*, 17, 484-90.
- McCallum, B. T. u. E. Nelson (1999a): Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semiclassical Structural Model, in Taylor, J. B. (Hrsg.), *Monetary Policy Rules*, Chicago, S. 15-45.
- McCallum, B. T. u. E. Nelson (1999b): Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimizing Model, *Journal of Monetary Economics* 43, S. 553-578.
- Mankiw, N. G. (2000): The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment, NBER Working Paper 7884.
- Muth, J. F. (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica*, 29, 315-35.

- Mylonas, P. u. Schich, S. T. (1999): The use of financial market indicators by monetary authorities, OECD Economics Department Working Paper, 223.
- Naish, H. F. (1993): The near optimality of adaptive expectations, *Journal of Economic Behavior and Organization* 20, S.3-22.
- Nerlove, M. (1983): Expectations, plans and realizations in theory and practice, *Econometrica*, 51, 1251-79.
- Paquet, A. (1992): Inflationary Expectations and Rationality, *Economic Letters* 40, 303-308.
- Pesaran, M.H. (1989): *The Limits to Rational Expectations*, Oxford u. New York.
- Phelps, E. (1967): Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time, *Economica*, Bd. 34, S.
- Phillips, A. W. (1958): The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the UK 1861-1957, *Economica*, Bd. 25, S. 283-299.
- Razzak, W.A. (1997): Testing the Rationality of the National Bank of New Zealand's Survey Data, Working Paper G97/5 (Wellington, Reserve Bank of New Zealand), July 1997.
- Reckwerth, Jürgen (1997): Inflation and output in Germany: the role of inflation expectations, discussion paper 5/97, Deutsche Bundesbank.
- Rich, R. (1989): Testing rationality of inflation forecasts from survey data: another look at the src expected price change data, *The Review of Economics and Statistics* 71, 682-686.
- Rich, R. W. und D. Rissmiller (2000): Understanding the Recent Behavior of U.S. Inflation, *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 6, No. 8 (July 2000), Federal Reserve Bank of New York.
- Roberts, John M. (1995): New Keynesian Economics and the Phillips Curve, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 975-984.
- Roberts, John M. (1997): Is Inflation sticky?, *Journal of Monetary Economics*, 39, 173-196.
- Roberts, John M. (1998): Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy, Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C., October 1998.
- Rotemberg, J. J. (1982): Sticky Prices in the United States, *Journal of Political Economy*, 60, 1187-1211.
- Rotemberg, J. u. M. Woodford (1999): Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model, in Taylor, J. B. (Hrsg.), *Monetary Policy Rules*, Chicago, S. 57-119.
- Rudebusch, Glenn D. (2000): Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty, Working Paper No. 14, ECB Working Paper Series.
- Sill, K. u. J. Wrase (1999): Exchange Rates, Monetary Policy Regimes, and Beliefs, Working Paper No. 99-6, Federal Reserve Bank of Philadelphia.

- Simmons, P. u. Weiserbs, D. (1992): Consumer price perceptions and expectations, Oxford Economic Papers, 44, S. 35-50.
- Smets, F. (2000): What Horizon for Price Stability, Working Paper No. 24, ECB Working Paper Series.
- Svensson, L. (1999): Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule, Journal of Monetary Economics 43, S. 607-654.
- Taylor, J. B. (1979): Staggered Contracts in a Macro Model, American Economic Review, 69, 108-13.
- Taylor, J. B. (1980): Output and Price Stability: An International Comparison, Journal of Economic Dynamics and Control 2, 109-132.
- Taylor, J. B. (1998c): Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics, NBER Working Paper 6754, November 1998.
- Taylor, J. B. (1999) (Hrsg.): Monetary Policy Rules, Chicago.
- Thomas Jr., L. B. (1999): Survey Measures of Expected U:S. Inflation, Journal of Economics Perspectives, Bd. 12, Nr. 4, S. 125-144.
- Wesche, K. (1998): Die Geldnachfrage in Europa – Aggregationsprobleme und Empirie, Heidelberg.

In der vorliegenden Schriftenreihe seit 1999 erschienen:

Januar	1999	Die Geldmenge und ihre bilanziellen Gegenposten: Ein Vergleich zwischen wichtigen Ländern der Europäischen Währungsunion	Dimut Lang
Februar	1999	Die Kapitalmarktzinsen in Deutschland und den USA: Wie eng ist der Zinsverbund? Eine Anwendung der multivariaten Kointegrationsanalyse	Manfred Kremer
April	1999	Zur Diskussion über den Verbraucherpreisindex als Inflationsindikator – Beiträge zu einem Workshop in der Deutschen Bundesbank	
Juli	1999	Monitoring Fiscal Adjustments in the European Union and EMU *)	Rolf Strauch
Oktober	1999	Netzgeld als Transaktionsmedium	Gabriele Kabelac
Dezember	1999	Implicit Government Guarantees and Bank Herding Behavior *)	Rasmus Ruffer
Dezember	1999	Auswirkungen des neuen Saisonbereinigungsverfahrens Census X-12-ARIMA auf die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland	Robert Kirchner
Februar	2000	How Safe Was the „Safe Haven“? Financial Market Liquidity during the 1998 Turbulences *)	Christian Upper

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

Mai	2000	The determinants of the euro-dollar exchange rate – Synthetic fundamentals and a non-existing currency *)	Jörg Clostermann Bernd Schnatz
Juli	2000	Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview *)	Ronald MacDonald
August	2000	Kerinflationsraten: Ein Methodenvergleich auf der Basis westdeutscher Daten	Bettina Landau
September	2000	Exploring the Role of Uncertainty for Corporate Investment Decisions in Germany *)	Ulf von Kalckreuth
November	2000	Central Bank Accountability and Transparency: Theory and Some Evidence *)	Sylvester C.W. Eijffinger Marco M. Hoeberichts
November	2000	Welfare Effects of Public Information *)	Stephen Morris Hyung Song Shin
November	2000	Monetary Policy Transparency, Public Commentary, and Market Perceptions about Monetary Policy in Canada *)	Pierre L. Siklos
November	2000	The Relationship between the Federal Funds Rate and the Fed's Funds Rate Target: Is it Open Market or Open Mouth Operations? *)	Daniel L. Thornton
November	2000	Expectations and the Stability Problem for Optimal Monetary Policies *)	George W. Evans Seppo Honkapohja

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

Januar	2001	Unemployment, Factor Substitution, and Capital Formation *)	Leo Kaas Leopold von Thadden
Januar	2001	Should the Individual Voting Records of Central Banks be Published? *)	Hans Gersbach Volker Hahn
Januar	2001	Voting Transparency and Conflicting Interests in Central Bank Councils *)	Hans Gersbach Volker Hahn
Januar	2001	Optimal Degrees of Transparency in Monetary Policymaking *)	Henrik Jensen
Januar	2001	Are Contemporary Central Banks Transparent about Economic Models and Objectives and What Difference Does it Make? *)	Alex Cukierman
Februar	2001	What can we learn about monetary policy transparency from financial market data? *)	Andrew Clare Roger Courtenay
März	2001	Budgetary Policy and Unemployment Dynamics *)	Leo Kaas Leopold von Thadden
März	2001	Investment Behaviour of German Equity Fund Managers – An Exploratory Analysis of Survey Data *)	Torsten Arnswald
April	2001	Der Informationsgehalt von Umfrage- daten zur erwarteten Preisentwicklung für die Geldpolitik	Christina Gerberding

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

Aufenthalt als Gastforscher bei der Deutschen Bundesbank

Die Bundesbank bietet Gastforschern die Möglichkeit eines Aufenthalts im volkswirtschaftlichen Forschungszentrum. Dabei ist in erster Linie an Professoren und Habilitanden auf dem Gebiet der Volkswirtschaftslehre gedacht. Der Aufenthalt im Forschungszentrum soll dazu dienen ein Forschungsprojekt aus den Feldern Makroökonomie, monetäre Ökonomie, Finanzmärkte oder internationale Beziehungen zu bearbeiten. Ein Forschungsaufenthalt kann zwischen drei und sechs Monate dauern. Die Bezahlung richtet sich nach den Erfahrungen des Gastforschers.

Bewerber werden gebeten, einen Lebenslauf, neuere Forschungsarbeiten, Empfehlungsschreiben und einen Projektvorschlag zu senden an:

Deutsche Bundesbank
Personalabteilung
Wilhelm-Epstein-Str. 14

60431 Frankfurt